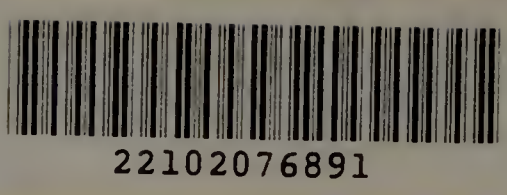
22102076891

Med
K3265

Ueber

Erblichkeit in Populationen und in reinen Linien.

Ein Beitrag

zur Beleuchtung schwebender Selektionsfragen.

Von

W. Johannsen

Professor der Pflanzenphysiologie an der kgl. dänischen landw. Hochschule in Kopenhagen.

Verlag von Gustav Fischer in Jena.
1903.

WELLCOME HISTORICAL MEDICAL LIBRARY

GM 242

Alle Rechte vorbehalten.

WELLCOME INSTITUTE LIBRARY
Coll. welMOmec
Call No.

Dem hochverdienten

Schöpfer der exakten Erblichkeitslehre

Francis Galton F.R.S.

in Ehrfurcht und Dankbarkeit

gewidmet

vom Verfasser.

Inhalt.

Seite

Einleitung: **Zweck der Untersuchung** 1

Erste Untersuchungsreihe: **Samengröße der Bohnen** 15

Zweite Untersuchungsreihe: **Die relative Breite der Bohnen** 40

Dritte Untersuchungsreihe: **Schartigkeit der Gerste** 51

Zusammenfassung und Rückblick 57

Einleitung.

Zweck der Untersuchung.

In keinem Teile der Biologie tritt die Einheit des Lebens deutlicher hervor, als in allen die Befruchtung und die Erblichkeit betreffenden Fragen. Die hervorragendsten Forscher dieser Fragen betrachten ja auch die verschiedensten Lebewesen unter gleichem Gesichtspunkt; und in den letzten Jahren mit dem steigenden Interesse für Erblichkeitsfragen wird es auch schöner und schöner ersichtlich, daß die gleichen allgemeinen Resultate durch umsichtsvolle Studien gewonnen werden, ob diese Studien nun „die Krone der Schöpfung" oder Hunde und Pferde, Geflügel und Mäuse, Motten und Blattläuse, oder endlich Nachtkerzen und Klatschrosen, Bohnen und Erbsen, Gerste und Hafer betreffen.

Diese Erwägung gibt mir den Mut — wohl aber auch die Berechtigung — einen allgemeinen Titel über die vorliegende Schrift zu setzen, obwohl wir es hier ausschließlich mit Untersuchungen zu tun haben, deren Objekte dem Pflanzenreich angehören.

Die jetzige Erblichkeitslehre, wie sie sich besonders unter dem Einflusse der bahnbrechenden Arbeiten Francis Galtons entwickelt hat, befaßt sich weniger mit den Einzelindividuen als mit zusammengeordneten Geschwisterreihen und größeren Populationen, und behandelt derartige

Gruppen als Einheiten [1]). Mittelst statistischer Arbeitsmethoden, teilweise auch durch Experimente, hat GALTON und nach ihm namentlich KARL PEARSON eine Reihe Gesetzmäßigkeiten herausgefunden und näher präzisiert, welche — übrigens mit mehr oder weniger Deutlichkeit und Reinheit — fast überall dort Gültigkeit zu haben scheinen, wo von Erblichkeit innerhalb rassenreinen Populationen die Rede ist. Die besonderen Verhältnisse der Bastarde entsprechen allerdings nicht im allgemeinen den GALTON-PEARSONschen Gesetzen — eine Sache, worüber jetzt lebhaft diskutiert wird [2]).

Von den eben genannten Gesetzen ist das sogenannte Rückschlags- oder Regressionsgesetz das wichtigste. In dem besonders bedeutungsvollen Verhältnis zwischen Eltern und Nachkommenschaft äußert das eben genannte Gesetz sich darin, daß (vollständig entwickelte, erwachsene) Kinder, im ganzen genommen, in derselben Richtung wie die Eltern vom Typus der gegebenen Population abweichen, jedoch in geringerem Grade. Die Kinder abweichender Eltern stehen also, durchschnittlich gesehen, dem sogenannten Typus der betreffenden Population näher als diese Eltern.

Mit dem gegebenen oder vielmehr gewählten Ausgangspunkt: die Betrachtung der für die Untersuchungen vorliegenden Population als Einheit — sei es nun eine Bevölkerung, ein Bestand von Tieren oder von Pflanzen einer gegebenen Art (oder Rasse) — hat besonders PEARSON

1) GALTON, Natural Inheritance, London 1889, p. 35. Siehe auch PEARSONs charakteristische Aeußerung in der Abhandlung „Regression, Heredity and Panmixia" (Mathematical Contributions to the Theory of Evolution III; Philosophical Transactions of the Royal Society, Bd. CLXXXVII, London 1897, p. 255).

2) Man sehe über Bastarde in den Werken von DE VRIES (Die Mutationstheorie, Bd. II, 1903), sowie von CORRENS, TSCHERMAK u. a. nach. Hier interessiert besonders BATESONs Schrift: Mendels Principles of Heredity, Cambridge 1902. Die Diskussion über die vorliegende Frage wird besonders in den Publikationen der Royal Society, sowie in der hier p. 8 genannten Zeitschrift „Biometrika" geführt.

und seine Schüler dem Regressionsgesetz eine mathematische Behandlung gegeben, welche, soweit ich dieselbe beurteilen und ihr folgen kann, den Eindruck überlegener zahlentechnischer Befähigung macht. Und PEARSON verdient vor allem in hohem Grade den Dank der Biologen; nach GALTON ist uns Biologen der genannte englische Mathematiker wohl der hervorragendste Lehrer in exakter Behandlung eines Beobachtungsmaterials gewesen; und seine präzisen Definitionen mehrerer derjenigen Begriffe, mit welchen die Erblichkeitslehre operiert, sind außerordentlich klärend. In der Erblichkeitslehre gab es — und gibt es noch — viel zu viel loses Reden.

Was die Realitäten betrifft, so genügt es zur Orientierung hervorzuheben, daß schon GALTON meinte, sowohl das Verhältnis zwischen Eltern und Nachkommenschaft zahlenmäßig ausdrücken zu können, als auch den durchschnittlichen Einfluß der einzelnen Eltern sowie der Großeltern und noch älterer Generationen berechnen zu können, derart, daß die Beschaffenheit der Nachkommenschaft (sc. deren Abweichung vom Durchschnittscharakter der gegebenen Population) durchschnittlich gesehen, eine bestimmte Funktion der Beschaffenheit der verschiedenen Ahnengenerationen sei. Besonders durch Studien über die Höhenmaße u. a. in Zahlen ausdrückbaren Eigenschaften der englischen Bevölkerung, ferner auch durch Untersuchungen der Farbenverhältnisse der Dachshunde, und durch Anbauversuche mit *Lathyrus odoratus* — deren Samengröße geprüft wurde — hat GALTON seine interessanten Resultate gewonnen. PEARSON hat diese Fragen bedeutend weiter bearbeitet, nicht nur durch eingehende mathematische Studien, sondern auch durch Herbeischaffung neuer Beobachtungsreihen.

PEARSON hat sich in den stärksten Worten über die Bedeutung des GALTONschen Regressionsgesetzes geäußert; so heißt es in seiner glänzend geschriebenen „Grammar of Science", S. 479: „If Darwinism be the true view of evo-

lution, *i. e.* if we are to describe evolution by natural selection combined with heredity, then the law which gives us definitely and concisely the type of the offspring in terms of the ancestral peculiarities is at once the foundation-stone of biology and the basis upon which heredity becomes an exact branch of science." Lesern, welche nähere Auskunft über die genannten Gesetzmäßigkeiten in den Populationen wünschen, kann ich auf PEARSONS Arbeiten hinweisen[1]). Es wird übrigens den Biologen oft recht schwer fallen, den Auseinandersetzungen PEARSONS zu folgen, wegen ihrer streng mathematischen Form und weil der genannte Forscher besondere Vorkenntnisse bei seinen Lesern meistens vorauszusetzen scheint.

—

Es ist nun aber leicht verständlich, daß ein tiefergehendes biologisches Studium der Erblichkeitsverhältnisse sich durchaus nicht mit derartigen wesentlich statistischen Untersuchungen zufrieden fühlen kann. Eine Rasse, eine Bevölkerung, ein Bestand irgend einer Art — sagen wir hier und ferner eine „Population" — ist, biologisch gesehen, nicht immer als Einheit aufzufassen, und braucht dieses auch dann nicht zu sein, wenn für die einzelnen Eigenschaften ein durchschnittlicher vermeintlich „typischer" Wert sich findet, um welchen die Variationen aller vorliegenden Individuen in der bekannten, durch die „ideale Variationskurve" (die Kurve des exponentiellen Fehlergesetzes) ausgedrückten Art fluktuieren[2]). Eine derartige Population

1) Außer der p. 2 genannten Arbeit findet man eine lange Reihe von Abhandlungen PEARSONS unter dem Sammeltitel: „Mathematical Contributions to the Theory of Evolution" in Transactions of the Royal Society of London und ebenfalls in Proceedings of the Royal Society. Eine Gesamtdarstellung seiner allgemeinen Anschauungen gibt PEARSON in „The Grammar of Science' 2. edition, London 1900 (die Kapitel „Life" und „Evolution", l. c. p. 328 bis 503). Daselbst findet man weitere Hinweise auf die Schriften des genannten Autors.

2) Betreffend die Variationskurven und ihrer Konstruktion kann ich auf die kleine treffliche Anleitung DAVENPORTS verweisen: „Statistical methods

kann — wie es in dieser Arbeit auch beleuchtet werden wird — verschiedene selbständige, voneinander recht stark abweichende Typen enthalten, welche sich also durchaus nicht bei unmittelbarer Beobachtung der empirischen Kurven oder Tabellen zu zeigen brauchen [1]).

Bevor man eine Population als Einheit behandelt, dürfte man deshalb dieselbe biologisch analysieren, um Klarheit über deren Elemente zu bekommen, d. h. Kenntnis zu nehmen über die in der Population bereits existierenden selbständigen Typen. Erst dann ist man imstande entscheiden zu können, ob und inwieweit eine einheitliche Behandlung zulässig ist. Es ist in der Wirklichkeit eine derartige Analyse gegebener Rassen, welche Louis Leveque de Vilmorin vor Augen hatte, wenn er, auf seine umfassenden Erfahrungen gestützt, sein „Isolationsprinzip" aufstellt [2]), ein Prinzip, das am besten als das Prinzip der individuellen Nachkommenbeurteilung bezeichnet werden kann. Diesem Prinzip zufolge muß man mittelst Isolation — sc. Separathaltung der Samen jeder einzelnen Mutterpflanze — entscheiden, ob die „Vererbungskraft" (force héréditaire), wie sich Vilmorin ausdrückt, groß oder klein ist. Wir tangieren hier den besonders früher in der Pferde- und Viehzuchtlehre so sehr umstrittenen Begriff „Individualpotenz"; ein Begriff, den ich hier jedoch nicht in die Diskussion aufnehmen möchte.

---

with special reference to biological variations", Newyork 1899. Auch in Duncker's „Die Methode der Variationsstatistik" wird man Näheres über Variationskurven finden. Daß der Begriff „Typus" oder „typischer Wert", wie Statistiker ihn meist definieren (vgl. Lexis, Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik, Jena 1903, p. 101) nicht mit dem Begriff Typus der Erblichkeitslehre — wie dieser Begriff gefaßt werden sollte — übereinzustimmen braucht, wird sich aus dieser Arbeit ergeben.

1) Eine Illustration — aber eben nur eine Illustration — dazu findet sich in Pearson, Grammar of Science, p. 385, Fig. 26, wo die Rede von der Variation in der Rasse und innerhalb des Individuums ist.

2) Die hierher gehörenden Arbeiten Vilmorin's finden sich in dem Schriftchen „Notices sur l'amélioration des plantes par les semis. Paris 1886" gesammelt.

Es ist dieselbe wichtige Sache, welche Hj. NILSSON, der angesehene Leiter der schwedischen Versuchsstation in Svalöf, schon in mehr als einem Decennium befürwortet hat, indem er seine Aufmerksamkeit besonders auf derartige Charaktere richtet, welche sich „botanisch" (sc. morphologisch) präzisieren lassen[1]). NILSSON neigt zu der Auffassung, daß man nur mittelst „botanischer" Kennzeichen die Reinheit der Pedigree-Stammen kontrollieren kann. Hierüber ließe sich wohl eine Diskussion führen, besonders mit den Resultaten der modernen Variationsstatistik vor Augen[2]); eine solche Diskussion ist aber hier unnötig. NILSSON und seine Schule haben jedenfalls das ganz unbestreitbare Verdienst, nachgewiesen zu haben, daß vermeintlich ganz reine Rassen der Kulturpflanzen „können, selbst wenn sie ganz homogen scheinen, aus mehreren selbständigen Formen bestehen mit ungleichen Eigenschaften und so auch mit einem ungleichen Grade der Winterfestigkeit"[3]) — man sieht in diesem Ausspruch soeben einen physiologischen Charakter erwähnt. In der Wirklichkeit sind physiologische Charaktere wohl ebenso wichtig und wertvoll als morphologische Charaktere; es ist allerdings meist leichter ausführbar die morphologischen Charaktere zu kontrollieren, wenn über Konstanz oder Veränderlichkeit die Frage ist. Die Wertschätzung der physiologischen Charaktere setzt fast immer besondere Untersuchungsreihen voraus, weil die Variabilität stark fluktuiert; dieses aber berührt nicht den Kern der Sache.

Soweit ich den Publikationen des Svalöf-Instituts habe folgen können, vereinigen sich die dortigen Erfahrungen zu

---

1) Eine lange Reihe ausführlicher Artikel Hj. NILSSONs und seiner Mitarbeiter (TEDIN, EHLE u. a.) finden sich in „Sveriges Utsädesförenings Tidskrift" in den Jahren 1892 bis jetzt. Eine Uebersicht im Jahrgang IX, 1899.

2) Cfr. z. B. FR. HEINCKEs berühmtes Werk „Naturgeschichte des Herings, Teil I. Die Lokalformen und die Wanderungen u. s. w.", Berlin 1898.

3) Sveriges Utsädesförenings Tidskrift, 1901, p. 155.

der Anschauung, daß jeder selbständige Formtypus konstant ist, und zwar ist dieses so zu verstehen, daß selbst fortgesetzte einseitige Selektion von Varianten nicht zu einer allmählichen Verschiebung des Typus führt, sondern das neue Typen durch Bastardierung oder — und zwar hauptsächlich — spontan entstehen, d. h. durch Mutation im Sinne De Vries'. Schon im Jahre 1892 hat Nilsson diese Auffassung klar und deutlich ausgesprochen [1]), eine Auffassung, welche das Fundament wohl aller späterer Arbeit in Svalöf gewesen ist.

Diese Auffassung, welche allerdings an dem genannten Orte noch nicht näher motiviert ist, stimmt sozusagen ganz mit Hugo de Vries' Mutationslehre überein. Ich werde hier nicht zu entscheiden haben, ob die bis jetzt publizierten Anbauversuche in Svalöf wirklich das Auftreten von Mutationen beweisen, wie es meiner Meinung nach der Fall ist mit den berühmten Kulturen De Vries'. Wenn ich die Svalöfinstitution hervorhebe, geschieht es besonders, weil man dort in einer längeren Reihe von Jahren mit strenger Durchführung des oben genannten Vilmorin'schen Prinzips gearbeitet hat und deshalb auch Resultate erreicht hat, welche — ganz abgesehen von ihrem übrigen großen Interesse — eine sehr wertvolle Stütze sein müssen für meine unten zu erwähnende Auffassung über die Natur der Galton-Pearsonschen Gesetze. Ich bin deshalb auch fest überzeugt, daß meine Auseinandersetzungen volle Zustimmung von seiten der Svalöfforscher erhalten werden. In bester Weise supplieren sich die Erfahrungen von Svalöf und die meinigen.

In Svalöf sind es, wie oben gesagt, besonders die „botanischen" Charaktere, welche untersucht werden; meine Forschungen gelten zunächst „nichtbotanischen" Charakteren und ich habe sie mittelst eines teilweise sehr großen Zahlenmaterials beurteilt. Gerade dadurch bin ich imstande, meine

1) Almänna Svenska Utsädesföreningens Tidskrift, Årgång II, 1892. Heft 4, p. 131.

Resultate in genauesten Rapport zu bringen mit den GALTON-PEARSONschen Forschungen, was eben nicht mit den schönen Svalöf-Erfahrungen gemacht werden kann und, bekanntlich, auch nicht in befriedigender Weise geschehen ist — resp. geschehen kann — mit den DE VRIESschen Mutationen.

Meine Aufgabe hier ist also diese: durch Untersuchungen nach GALTONS und PEARSONS Methoden, aber mit Benutzung des VILMORINschen Prinzips, die Tragweite des Regressionsgesetzes zu prüfen — zunächst nur im Verhältnisse zwischen Eltern und Nachkommenschaft. Dadurch wird es sich zeigen können, ob ein wirklicher Unterschied besteht zwischen Mutation und fluktuierender Variabilität. Während so bedeutende Forscher wie HUGO DE VRIES und W. BATESON[1]) — um hier nur zwei der führenden Forscher, einen Botaniker und einen Zoologen, zu nennen — bestimmt einen solchen Unterschied festhalten und ihn so scharf wie möglich zu pointieren suchen, will WELDON, welcher hier als ein ausgezeichneter Repräsentant der „biometrischen" Richtung[2]) genommen werden kann, den genannten Unterschied durchaus nicht anerkennen. WELDON spricht sich über die Bestrebungen, den erwähnten Unterschied zu präzizieren, folgendermaßen aus: „These attempts appear always to rest upon a fancied relation between the phenomenon of „regression" and the stability of specific mean character through a series of generations which a little knowledge of the statistical theory of regression will show to be wholly

1) Das Hauptwerk BATESONS in dieser Beziehung ist „Materials for the Study of Variation", London 1894.

2) Siehe WELDONS Rezension von DE VRIESS Mutationstheorie in „Biometrika", a journal for the statistical study of biological problems, edited in consultation with FRANCIS GALTON by W. R. F. WELDON, KARL PEARSON and C. B. DAVENPORT. Vol. I, Part III, April 1902, p. 365. Ich gebe den vollständigen Titel dieser neuen Zeitschrift, um zu zeigen, welche hervorragende Forscher die „biometrische", sc. mathematische Richtung in der Erblichkeitslehre führen resp. stützen.

imaginary" [1]). Es sind klare Worte, und sie enthalten einen leider nicht unberechtigten Ausfall gegen die mitunter recht wenig exakten Forschungsmethoden gewisser moderner Biologen. Statistische Theorie aber kann wahrlich nicht allein die biologischen Grundprobleme klären!

Wo in einer Population die Wahl der Gatten mehr oder weniger frei ist — wie in der menschlichen Gesellschaft — oder wo gar rein zufällige Begattung oder Befruchtung geschieht, wie bei vielen Tieren und bei Pflanzen mit Fremdbestäubung, wird eine nähere Analyse der betreffenden engsten Art resp. Rasse unmöglich sein oder nur durch schwierige und langdauernde Isolationsuntersuchungen auszuführen sein. Bei Pflanzen mit ausgeprägter, sicherer Selbstbestäubung ist die fluktuierende Variabilität kaum geringer als wo Fremdbestäubung herrscht [2]); man hat aber den großen Vorteil, leicht und ungestört mit „reinen Linien" arbeiten zu können. Mit einer reinen Linie bezeichne ich Individuen, welche von einem einzelnen selbstbefruchtenden Individuum abstammen. Es ist klar, daß eine Population aus absoluten Selbstbefruchtern aus lauter reinen Linien besteht, Linien, deren Individuen in der Natur wohl gemengt sind, welche sich aber nicht durch Kreuzung affizieren. Und es kommt mir vor, daß die Verhältnisse der reinen Linien das eigentliche Fundament der Erblichkeitslehre sein müssen, selbst wenn man in den meisten Populationen — vor allem in der menschlichen Gesellschaft — überhaupt nicht mit reinen Linien zu tun haben kann. Das Verhalten der reinen Linien ist jedenfalls der einfachste Fall, dessen Studium durchgeführt werden muß, ehe man volles Verständnis der mehr verwickelten Fälle haben kann, in welchen die mehr oder weniger abweichenden Linien sich gegenseitig kreuzen.

1) Biometrika l. c. p. 374.

2) Ich urteile hier schätzungsweise; vgl. übrigens Biometrika, Vol. I, Part I, p. 129 ff. (Blattläuse) und PEARSON, Grammar of Science, p. 473.

Nach diesen einleitenden Bemerkungen kann ich zur Beleuchtung des Regressionsgesetzes schreiten. Am leichtesten geschieht dieses, wenn GALTONS eigene Zahlen zum Ausgangspunkt genommen werden. Ich wähle die Zahlen, welche die Höhenmaße eines Teiles der englischen Bevölkerung betreffen.

In GALTONS Material[1]) verhielt sich die durchschnittliche Höhe der Männer zur Durchschnittshöhe der Weiber wie 108 : 100. Bei der Berechnung der Höhe eines Elternpaares werden daher die Höhenmaße der Weiber mit 1,08 multipliziert, indem dadurch eine berechtigte Korrektion eingeführt wird, wodurch alle Höhenangaben in Männerhöhen ausgedrückt werden. Werden nun die Elternpaare nach ihren durchschnittlichen (männlichen) Höhen geordnet, so bekommt man die folgende Uebersicht über das Verhältnis zwischen Eltern und (erwachsenen) Kindern. Auch bei diesen sind selbstverständlich alle Höhen „männlich" angegeben. Die Angaben sind in englischen Inches. Aus der Tabelle sind hier die wenigen Fälle ausgeschlossen, in welchen die Höhen der Elterndurchschnitte über 73 oder unter 64 Inches lagen.

Höhen d. Eltern-Durchschn.	64,5	65,5	66,5	67,5	**68,5**	69,5	70,5	71,5	72,5
Durchschn. Höhe d. Kinder	65,8	66,7	67,2	67,6	**68,2**	68,9	69,5	69,9	72,2

Wird in beiden Generationen der Durchschnitt gleich 100 gesetzt, so bekommt man folgende relative Zahlen:

Eltern:	94	95,5	97	98,5	**100**	101,5	103	104,5	106
Kinder:	96	97,5	98,5	99	**100**	101	101,5	102	105,5

Diese Uebersicht zeigt, daß Eltern, welche von der durchschnittlichen Höhe der Bevölkerung abweichen, Kinder erhielten, welche, durchschnittlich gesehen, in derselben

---

1) Natural Inheritance, p. 208. Die Modifikationen der GALTONschen Tabellen, welche PEARSON gegeben hat in seiner oben genannten Abhandlung über „Regression, Heredity and Panmixia" hat in diesem Zusammenhange kein besonderes Interesse. Hier sind die Originalmitteilungen GALTONS am besten geeignet, die Sache zu illustrieren.

Richtung abweichen, dieses aber in geringerem Grade tun. Die durchschnittliche Abweichung der Kinder war hier etwa $^2/_3$ der elterlichen Abweichung.

GALTON hat in ähnlicher Weise gefunden, daß Nachkommen (Samen) der ausgewählten kleinen resp. großen Samen von *Lathyrus odoratus* kleiner resp. größer wurden, als die für die Art durchschnittliche Samengröße im betreffenden Jahre. Seine diesbezüglichen Zahlen[1]) sind nicht so regelmäßig wie bei dem Menschenmaterial; aber auch hier wird ein ganz ähnlicher „Rückschlag" gesehen: die durchschnittliche Abweichung der Kinder war hier etwa nur $^1/_3$ der Abweichung der betreffenden Eltern.

Bei fortgesetzter Selektion sollte man demnach erwarten, daß der Charakter einer Population in der einen oder der anderen Richtung sich verschieben ließe[2]), obwohl der Rückschlag, die Regression, hier hemmend oder jedenfalls verspätend wirken müßte. In Bezug auf diese Frage stehen zwei Auffassungen gegeneinander. So meint HUGO DE VRIES, daß die Verschiebung nur bis zu einer gewissen verhältnismäßig engen Grenze gehen kann, und daß das Maximum der Verschiebung nach wenigen Generationen erreicht wird, wenn die Rede von nur einer Eigenschaft ist. Weitere Selektion wird dann keine weitere Verschiebung bedingen, sondern nur das Erreichte auf der Höhe halten. DE VRIES stützt sich hier teilweise auf eigene Versuche, teilweise auf das von ihm in kritischer Weise gesichtete große Erfahrungsmaterial aus der Praxis[3]). Von reinen Linien in meinem Sinne ist hier jedoch, soweit ich sehe, nicht die Rede.

1) Natural Inheritance, p. 226.

2) So denkt sich AMMON eine Verschiebung leicht durch Selektion bewirkt, cfr. seine Schrift „Der Abänderungsspielraum" (Naturwiss. Wochenschrift, 1896, Nr. 12—14). Die ganze AMMONsche Auffassung beruht augenscheinlich nur auf an und für sich interessanten Gedanken-Experimenten, auf welche wir hier nicht einzugehen brauchen.

3) Die Mutationstheorie, Bd. I, p. 83 ff.

In scharfem Gegensatze zu dieser Anschauung steht die biometrische Schule, welche behauptet, daß fortgesetzte Selektion eine fortwährende Verschiebung des Durchschnittscharakters bewirken kann. Selbstverständlich werden (stillschweigend) hier auch Grenzen angenommen; eine Rübe kann z. B. nicht aus reinem Zucker bestehen u. s. w.; die Grenzen sind aber weiter und viel später erreichbar als nach HUGO DE VRIES' Auffassung. Von vornherein ist die biometrische Auffassung durchaus nicht ungereimt. Ich sehe keinen experimentellen Beweis für die Richtigkeit der biometrischen Auffassung; sie stützt sich wohl namentlich zur „statistischen Theorie der Regression", um den WELDONschen Ausdruck zu benutzen (vergl. hier p. 8). Es scheint mir aber, daß man insofern einer statistischen Theorie eine etwas zu große Bedeutung zuschreiben will.

Ich habe in einer Reihe von Jahren mit Erblichkeitsfragen gearbeitet und zwar teils mit Populationen, teils mit reinen Linien. Meine Untersuchungen beziehen sich absichtlich nur auf selbstbestäubende Pflanzen; gearbeitet wurde nämlich mit zweizeiliger Gerste (4 Kulturformen von f. *nutans* und 2 Kreuzungsrassen), Bohnen (*Phascolus vulg.*, 2 verschiedene Kruppbohnen) und Erbsen (*Pisum sativum*). Die Untersuchungen haben über verschiedene Spezialfragen gehandelt und sind nur teilweise publiziert[1]). In der vorliegenden Abhandlung wird nur die Beziehung meiner Erfahrungen zu dem GALTONschen Regressionsgesetze (zwischen Eltern und Kindern) berücksichtigt. Spätere Publikationen werden hoffentlich eine Reihe besonderer Erfahrungen mitteilen können.

---

1) In der Abhandlung „Om Variabiliteten med særligt Hensyn til Forholdet mellem Kornvægt og Kvælstof-Procent hos Byg" (Meddel. fra Carlsberg Laboratoriet, Bd. IV, p. 228—313, 1899, französisches ausführliches Resumé) habe ich über einige Korrelationsfragen berichtet. Ich muß hier stark hervorheben, daß die Zahlenbehandlung in der genannten Arbeit sehr primitiv war.

Was nun hier zur Beleuchtung des genannten Gesetzes angeführt werden soll, betrifft drei Eigenschaften recht verschiedener Natur. Die erste Eigenschaft ist eine Quantität, nämlich die Samengröße, d. h. das Gewicht der Bohnen. Diese Eigenschaft entspricht ganz dem, was GALTON bei *Lathyrus odoratus* untersuchte, zumal weil diese Pflanze auch Selbstbestäuber ist. Die Samengröße kann recht abhängig von den äußeren Verhältnissen sein, besonders haben wohl die meteorologischen Verhältnisse des betreffenden Jahres einen großen Einfluß. Bei Anbau nach gleichzeitiger Aussaat in dem gleichen wohlgepflegten Beete und mit gleichem, reichlichem Bodenraum für jede Pflanze, ist der Vergleich innerhalb des gegebenen Jahrganges voll berechtigt. Jedenfalls stimmt das Resultat vollkommen mit dem Verhalten anderer Eigenschaften überein.

Die zweite Eigenschaft ist die relative Breite (sc. die Breite in Promille der absoluten Länge ausgedrückt) bei Bohnen; also ein abgeleiteter Wert, eine Relation zwischen zwei Quantitäten — ich darf vielleicht eine Art Qualität sagen. Diese Eigenschaft ist nicht in dem Grade von der Lebenslage in den verschiedenen Jahren abhängig wie die Samengröße, obwohl deutlich ein Einfluß gesehen wird, welcher zu berücksichtigen ist[1]). Die Längen- und Breitenmaße können selbstverständlich — und müssen es auch — jede für sich betrachtet werden; sie verhalten sich ganz ähnlich wie das Samengewicht. Um aber eine Eigenschaft anderer Natur als die Größe zu haben, wurde eben die relative Breite, also die Form gewählt. Die Korrelation zwischen Länge und Breite ist übrigens der Gegenstand besonderer Studien, welche noch nicht ganz fertig sind.

1) Die Regression muß selbstverständtich mit dem Durchschnittscharakter der betreffenden Nachkommen in dem gegebenen Jahre als Ausgangspunkt beurteilt werden. Siehe WELDONs kritische Bemerkungen in Biometrika I, p. 368.

Die dritte Eigenschaft ist die größere oder kleinere Neigung gewisser Gerstenformen „schartig“ zu werden, d. h. „Sprünge“ in den Aehren zu bilden, indem eine oft bedeutende Anzahl Fruchtknoten nicht ansetzen. Hier haben wir es mit einer in vielen Fällen erblichen Abnormität zu tun, und zwar liegt hier zur Abwechselung eine monokotyle Pflanze vor. Auch diese Eigenschaft stimmt ganz mit den beiden zuerst genannten überein.

Diese vollkommene Uebereinstimmung zwischen drei recht wesentlich verschiedenen Eigenschaften bei verschiedenen Pflanzenarten und verschiedenen Rassen innerhalb der Arten dürfte wohl meinem Material ein größeres Interesse geben, als das Verhalten eines einzeln stehenden Charakters beanspruchen könnte.

Erste Untersuchungsreihe.

Samengröße der Bohnen.

Der Ausgangspunkt dieser Untersuchungen war eine gekaufte Partie, etwa 8 kg, brauner „Prinzeßbohnen", wohl eine der ältesten Kruppbohnen unter den vielen Kulturformen von *Phaseolus vulgaris*. Die betreffende Ware wurde im Jahre 1900 auf der Insel Fühnen geerntet und war ausgezeichnet schön und so gleichmäßig, wie es überhaupt hier erwartet werden konnte. Das durchschnittliche Samengewicht war 495 mg nach Bestimmungen mit ca. 5000 ohne Auswahl angenommener Bohnen.

Es wurden nun im Frühling 1901 zunächst 100 Samen ausgesucht, welche so nahe wie möglich den Durchschnittscharakter der Ware repräsentierten und zwar sowohl in Bezug auf Längenmaß, Breite und Gewicht. Das durchschnittliche Gewicht dieser Samen war ca. 500 mg, sie variierten nur von 470—530 mg. Ferner wurden die 25 allerkleinsten sowie die 25 allergrößten Samen aus den im ganzen etwa 16000 Bohnen ausgesucht. Zugleich wurden alle in anderer Absicht (bezüglich der relativen Breite) zur Aussaat gewählte Samen gewogen, so daß auch hier die Aussaat nach Gewichtsklassen gruppiert werden konnte. Jeder Samen wurde auf einen bestimmten, numerierten Platz ausgesät in dem mit Drahtnetz-Volière überbauten Versuchsgarten, und es war für jeden Samen ein reichlicher Raum zur Verfügung, etwa 80 qcm. Zunächst war die Frage nach Erblichkeit des Gewichts eine Nebensache; die Ernte gab jedoch einen Beitrag zur Beleuchtung der Sache. Das Resultat ist in der untenstehenden Tabelle übersichtlich zusammengestellt.

Samengewicht (Gewicht der Samen-Individuen) brauner Bohnen 1901.

Alle Gewichtsangaben in Milligramm. Die Einteilung in Klassen, von links nach rechts geordnet und oben bezeichnet, gibt die Grenzen der Gewichte der betreffenden Muttersamen an.

Klassifizierung der Muttersamen:	250	350	450	550	650	750	900
Anzahl der ausgesäten Samen . . .	25	40	161	24	12	25	
Durchschnittl. Samengewicht der Ernte .	374	388	401	434	446	457	
Anzahl der Samen in der Ernte . . .	606	914	4476	604	370	598	
Anzahl der Samenträger	19	26	123	17	11	11	

Die Tabelle bestätigt das Regressionsgesetz, insoweit es nämlich deutlich hervortritt, daß die Nachkommen abweichender Muttersamen durchschnittlich in gleicher Richtung, jedoch in geringerem Grade abweichen. Selbstverständlich muß für die Nachommenschaftsgeneration der eigene sogenannte „Typus" derseben — hier also das durchschnittliche Bohnengewicht der Nachkommen durchschnittlicher Eltern — im betreffenden Jahre unter den gegebenen Verhältnissen der Ausgangspunkt sein für die nähere Bestimmung des Verhältnisses zwischen den Abweichungen der Muttersamen und der geernteten Samen. In diesem Falle habe ich jedoch keinen Grund, eine derartige genauere Vergleichung anzustellen. Dafür würde es auch erwünscht sein, alle Individuen der Ernte für sich zu wägen, was nur bei den Nachkommen der allerkleinsten und allergrößten Muttersamen ausgeführt wurde. In diesen Samenernten wurden alle Einzelkörner besonders gewogen und mit einem Spielraum von 50 mg (5 cg) klassifiziert.

Diese beiden Samenernten, deren Muttersamen (1900) ein Durchschnittsgewicht von bezw. ca. 280 und ca. 820 mg hatten, zeigten folgende Variationsverhältnisse.

Nachkommen 1901 der kleinen Bohnen:

Klassen-Einteilung[1])	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
Anzahl der Samen . . .		8	18	71	156	172	127	35	15	3	6	
„Theoretische" Zahlen . .	1	5	25	74	139	164	122	57	17	3		

1) Hier sind 10, 15, 20 Centigramm anstatt 100, 150 u. s. w. Milligramm geschrieben.

Der Durchschnitt dieser Wägungen ist 368,4 mg; die Standardabweichung[1]) $\sigma = \pm 71{,}9$ mg. Hieraus sind mit den bekannten Formeln des exponentiellen Fehlergesetzes die „theoretischen" Zahlen der letzten Horizontalreihe berechnet. Diese berechneten Zahlen stimmen so gut mit den gefundenen überein, wie es hier überhaupt zu erwarten wäre (vergl. die Uebereinstimmungen in den reinen Linien, illustriert durch die Fig. 3—5 p. 28—29). Hiernach schiene es wohl berechtigt, die Nachkommen der kleinen Bohnen als zu einem einzigen Gewichtstypus gehörend anzusehen, was auch ein Blick auf die nebenstehende Fig. 1 rechtfertigen würde.

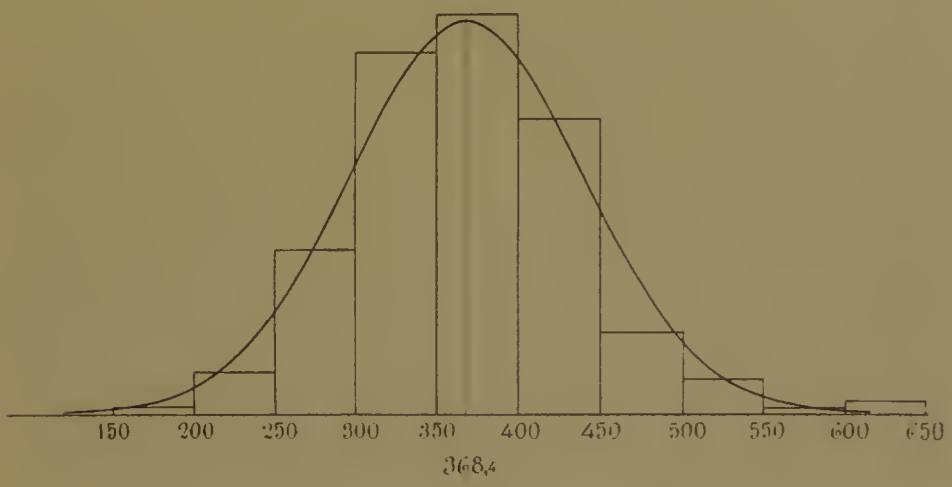

Fig. 1. Die Variation des Samengewichts 606 Bohnen, Nachkommen 1901 der niedrigsten Gewichtsklasse 1900. Die krumme Linie stellt die „ideale" Variationskurve dar (sc. die exponentielle Fehlerkurve). Der Fußpunkt der lotrechten Linie, welche das Areal der Kurve halbiert, gibt den Durchschnitt aller Varianten an. Die Areale der Rektangel entsprechen der in der betreffenden Klasse gefundenen Anzahl Individuen. Die Grenzen der Gewichtsklassen sind an der Abscissen-Achse (Grundlinie) markiert, in Zehntel der Standard-Abweichung ausgemessen. Indem der Klassenspielraum 50 mg und die Standardabweichung $\sigma = \pm 71{,}9$ mg ist, wird die Weite jedes Spielraumes $50 : 7{,}19 =$ ca. 6,95 Zehntel von σ.

1) Ich erlaube mir hier die Bezeichnung *Standardabweichung*, resp. den Buchstaben σ zu benutzen, um „die Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung" (*standard deviation* der Engländer, *Middelafvigelse* der Dänen) auszudrücken. „Mittlere Abweichung" hat ja in deutscher Sprache eine andere Bedeutung. Vgl. DAVENPORT, Statistical Methods p. 15.

Alle in dieser Abhandlung mitgeteilten graphischen Darstellungen der Variationsverhältnisse sind mit Benutzung eines bestimmten Schemas als Ausgangspunkt konstruiert: Eine ideale Kurve einmal für alle nach den bekannten Formeln der Fehlertheorie und in ganz willkürlichen Maßstabsverhältnissen derart konstruiert, daß das Areal der Kurve 10000 Einheiten entspricht. Die Zeichnung wurde in Zinkätzung ausgeführt und für meine Arbeiten gedruckt. In einem solchen Schema ist es leicht, die Rektangeln (siehe die Figur) einzuzeichnen, nach vorausgegangener Umrechnung der Individuenanzahl auf Promille und mit Berechnung der Kurvenspielräume in Zehntel der Standardabweichung. Die Abscissenachse ist nämlich auf dem Schema, welches etwa dreimal größer ist als die hier gegebenen Reproduktionen, deutlich in Zehntel der Standardabweichung geteilt. Und am Schema befindet sich auch ein Maßstab, um die Höhenmaße der Rektangeln absetzen zu können. Dieser Maßstab hat nur beim Ausführen der Zeichnung Interesse und ist deshalb hier nicht reproduziert. Vergleiche übrigens die Erklärung der Fig. 1.

Zeigt die soeben erwähnte Nachkommenschaft kleiner Bohnen also eine recht gute, regelmäßige Variantenverteilung, besteht sie nichtsdestoweniger aus ziemlich verschieden beschaffenen „reinen Linien“ (vergl. p. 9). Indem jede Pflanze für sich gehalten wurde, zeigte es sich nämlich gleich nach der Ernte, daß große Unterschiede zwischen den Samen der verschiedenen Pflanzen vorkamen, obgleich die Muttersamen ganz gleich groß waren. Wird das Durchschnittgewicht der Samen jeder Pflanze für sich berechnet, so verteilen sich die 19 Linien, wie folgt:

Klasseneinteilung:	300	350	400	450	500	550
Anzahl d. betr. Linien:	5	7	6	.	1	

Dieses Verhalten zeigt deutlich, worum es sich hier handelt: durch Selektion der sehr kleinen Samen von der Ernte 1900 hat man verhältnismäßig viele bekommen, welche

zu kleinsamigen Typen (unter 350 mg), und nur wenige — einen einzigen — welche zu großsamigem Typus (über 450 im betreffenden Jahre) gehören. Dadurch wird leicht der Rückschlag der ganzen Nachkommenschaft verstanden.

Und ganz so auch für die Nachkommen der sehr großen Samen.

Nachkommen 1901 der sehr großen Bohnen:

Klasseneinteilung[1]:	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80
Anzahl d. betr. Samen .			5	18	46	144	127	70	70	63	28	15	8	4	
Theoretische Zahlen . .	1	3	11	26	54	85	109	111	91	59	30	13	4	1	

Der Durchschnitt dieser Einzelwägungen war 454,4 mg und die Standardabweichung $\sigma = \pm$ 104,2 mg. Die hiernach berechneten theoretischen Zahlen stimmen schlecht mit den gefundenen. was es nicht durch graphische Darstellung zu illustrieren nötig ist. Dies ist wahrscheinlich zum Teil dadurch bedingt, daß hier nur eine geringere Anzahl von Linien vorlagen, nämlich nur 11. Diese waren auch hier sehr verschieden; geordnet wie oben bei den kleinen Bohnen, sehen wir hier folgende Verteilung der Linien:

Klasseneinteilung:	350	400	450	500	550	600
Anzahl der betr. Linien:	4	2	·	2	3	

Diese Verteilung zeigt deutlich, daß bei der Auswahl verhältnismäßig viele Samen, großkörnigen Typen angehörig, und keine, kleinkörnigen Typen — unter 350 — zugehörig, erhalten worden sind.

Die Wichtigkeit des Vilmorinschen Prinzips wird wohl sofort bei der Betrachtung dieser Zahlen verstanden, und zugleich wird mit einem Blick auf Fig. 1 gesehen, daß die ganz gute Variationskurve durchaus nichts aussagt über das Vorhandensein eines oder mehrerer Typen. Daß eine Unregelmäßigkeit in der Verteilung der Individuen, wie sie sich bei der Variation der Nachkommen großer Bohnen zeigte,

1) Vgl. Anm. p. 16.

auf Typenunterschiede deutet, ist einleuchtend. Zu diesen Fragen werden wir später zurückkehren.

Wurde also, allgemein gesehen, das Regressionsgesetz von den mitgeteilten ersten Versuchen auch hier mittelst der Durchschnittszahlen bestätigt, so zeigte es sich jedoch gleich, daß der Wert dieser Durchschnitte als Ausdruck je eines Typus höchst fraglich ist. Und die Frage müßte deshalb gestellt werden, ob durch Selektion von Plus- und Minusvarianten innerhalb der reinen Linien eine Typenverschiebung resp. eine GALTONsche Regression erhalten werden konnte oder nicht.

Zur Beleuchtung dieser in prinzipieller Bedeutung hochwichtigen Frage wurde eine Anzahl der samenreichsten Linien (Samen je eines Samenträgers) von 1901 benutzt. Jede Linie war also Nachkomme einer wohlcharakterisierten einzigen Bohne aus der Ernte 1900. Die betreffenden Linien wurden nun im Frühling 1902 ausgesät und im Herbst desselben Jahres geerntet. Aus der 1902er Ernte wurden jedoch nicht bloß diese, besonders gewählten Linien (mit den Buchstaben *B*, *G*, *H*, *J*, *N* und *O* bezeichnet) benutzt; aber alle Linien, aus welchen individuellen Samenwägungen vorlagen, wurden zur Beleuchtung der Sache mitbenutzt. In dieser Weise sind im ganzen Angaben betreffend 19 Linien gewonnen. Jede Linie stammt also von einer Bohne aus der Ernte 1900 und die Gesamtanzahl der individuell gewogenen Bohnen aus der Ernte 1902 beträgt 5494. Die Wägungen wurden mittelst einer ganz speziell für die Aufgabe konstruierten Wage [1]) ausgeführt.

Innerhalb jeder Linie waren die Samen der Ernte 1901 (die „Muttersamen") in Gewichtsklassen gruppiert und zwar mit dem hier meistens benutzten Spielraume von 50 mg. Die Nachkommensamen 1902 dieser Gewichtsklassen wurden — jeder Samenträger für sich gehalten! — wiederum in

1) Die Wage wird von der Firma LEVRING & LARSEN, Kopenhagen V, verfertigt.

gleicher Weise in Gewichtsklassen geteilt [1]). Es würde selbstverständlich viel zu viel Platz erfordern, hier alle die erhaltenen Detailszahlen anzugeben. Es wird aber genügen, hier zunächst jede Linie für sich zu charakterisieren [2]), und innerhalb der einzelnen Linien die Nachkommensamen (1902) jeder Muttersamengewichtsklasse (1901) zu betrachten. In dieser Weise wird eine genügend detaillierte Rechenschaft für das Verhalten des Materials gegeben.

In den folgenden zusammengestellten Linientabellen sind alle Gewichtsangaben in Milligramm ausgedrückt.

Linie A. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 800.
Durchschnittgewicht der Muttersamen [3]) (1901): ca. 600.

Gewichtsklassen der Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen (1902)		
	Durchschnittl. Gewicht [4])	Anzahl der Samen	Standardabweichung [4]) $\pm \sigma$
550—600	605	15	$126,_8$
600—650	642	39	$107,_9$
650—700	635	45	$105,_8$
700—750	661	46	$112,_4$
die ganze Linie	$641,_9$	145	$109,_5$

Linie B. Gewicht der Großmutterbohnen (1900): 950.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 520.

350—400	572	86	$85,_1$
450—500	535	118	$89,_7$
500—550	570	77	$105,_4$
550—600	565	72	$98,_4$
600—650	566	48	$65,_7$
650—700	555	74	$98,_4$
die ganze Linie	$557,_9$	475	$93,_0$

1) Die geernteten Pflanzen werden zuerst in numerierte Papierbeutel gelegt und etwa zwei Monate gemeinsam in einem kühlen Raume aufbewahrt. Die Samen jeder einzelnen Pflanze werden alsdann in ein passend großes, mit Korkstöpsel verschlossenes Präparatenglas gelegt. Dadurch wird durch Vertrocknung u. s. w. keine Störung eintreten können. Meistens werden die einzelnen Samen mittels Tusche auch noch numeriert, d. h. sie bekommen bei jeder Pflanze der Revision wegen eine Laufnummer, mit 1 beginnend.

2) Näheres über die Variation innerhalb jeder Linie auf p. 25.

3) Wo nicht alle Samen von 1901 ausgesät sind, ist jedoch selbstverständlich das Durchschnittsgewicht aller Geschwistersamen angegeben.

4) Der „wahrscheinliche Fehler" der Durchschnitte ist in Tabelle p. 32—33 angegeben. — Bei Berechnung der Standardabweichung habe ich hier mit (n—1) dividiert, statt mit n, wie es bei großen Zahlen zulässig ist.

Linie C. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 545.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 570.

Gewichtsklassen der Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen		
	Durchschnittsgewicht	Anzahl der Samen	Standardabweichung $\pm \sigma$
500—550	564	144	$78,_9$
600—650	566	40	$65,_7$
650—700	544	98	$77,_1$
die ganze Linie	$554,_3$	282	$76,_4$

Linie D. Gewicht der Großmutterbohne (1900): 475.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): ca. 600.

500—550	542	32	$60,_9$
550—600	536	163	$92,_0$
650—700	566	112	$77,_2$
die ganze Linie	$547,_6$	307	$84,_1$

Linie E. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 540.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 512.

400—450	528	107	$87,_7$
500—550	492	29	$47,_5$
650—700	502	119	$66,_5$
die ganze Linie	$511,_9$	255	$75,_9$

Linie F. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 280.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901); 395.

300—350	485	117	$75,_2$
450—500	479	124	$77,_5$
die ganze Linie	$481,_8$	241	$76,_3$

Linie G. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 800.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 400.

250—300	421	28	$107,_1$
350—400	490	105	$93,_8$
400—450	459	307	$64,_1$
450—500	469	93	$86,_1$
die ganze Linie	$465,_1$	533	$78,_8$

Linie H. Gewicht der Großmutterbohne (1900): 433.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 380.

300—350	452	114	$83,_1$
350—400	469	81	$59,_2$
400—450	445	136	$69,_7$
450—500	462	87	$59,_5$
die ganze Linie	$455,_3$	418	$70,_1$

Linie J. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 800.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 400.

Gewichtsklassen der Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen		
	Durchschnittsgewicht	Anzahl der Samen	Standardabweichung $\pm \sigma$
250—300	445	40	84,0
300—350	498	53	64,8
350—400	453	164	69,9
400—450	447	155	65,5
450—500	434	103	74,9
500—550	468	102	79,1
550—600	458	95	79,9
die ganze Linie	454,4	712	74,0

Linie K. Gewicht der Großmutterbohne (1900): 270.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 510; sehr ungleich im Gewicht.

200—250	469	18	59,4
450—500	446	131	68,1
600—650	450	39	63,7
die ganze Linie	449,5	188	66,3

Linie L. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 380.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 360.

300—350	459	147	74,6
350—400	441	90	55,2
450—500	410	36	70,2
die ganze Linie	446,2	273	69,1

Linie M. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 270.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 340.

200—250	440	78	72,4
350—400	424	217	71,4
die ganze Linie	428,4	295	71,8

Linie N. Gewicht der Großmutterbohne (1900): 600.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 312.

150—200	410	54	55,0
250—200	422	111	76,7
300—350	389	92	89,4
350—400	408	100	78,0
die ganze Linie	407,8	357	78,5

Linie O. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 270.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 310.

250—300	358	72	55,7
350—400	348	147	66,4
die ganze Linie	351,3	219	65,0

Linie P. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 500.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 390.

Gewichtsklassen der Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen		
	Durchschnittsgewicht	Anzahl der Samen	Standardabweichung $\pm \sigma$
250—300	454	21	$68,_2$
400—450	469	51	$79,_4$
500—600	428	34	$67,_5$
die ganze Linie	$452,_8$	106	75

Linie Q. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 500.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 440.

200—250	459	16	$81,_7$
350—400	495	262	$67,_4$
600—650	482	27	$70,_7$
die ganze Linie	$492,_0$	305	$69,_0$

Linie R. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 500.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 410.

200—250	496	14	$42,_7$
500—550	451	42	$57,_6$
600—650	440	27	$80,_1$
die ganze Linie	$455,_1$	83	$66,_0$

Linie S. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 500.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 405.

300—350	490	20	$55,_0$
350—400	491	119	$68,_9$
500—550	475	20	$102,_6$
die ganze Linie	$488,_8$	159	72,5

Linie T. Gewicht der Großmutterbohne (1900): ca. 500.
Durchschnittsgewicht der Muttersamen (1901): 395.

250—300	535	20	$48,_7$
350—400	508	111	$62,_8$
550—600	425	10	$47,_1$
die ganze Linie	$506,_2$	141	$64,_3$

Zur Beleuchtung der Variation der Gewichte innerhalb der reinen Linien und im Gesamtmaterial sind in der folgenden Uebersichtstabelle sämtliche individuelle Bestimmungen,

in den hier üblichen Gewichtsklassen geordnet, zusammengestellt.

Uebersichtstabelle 1.

Gewichtsverhältnisse brauner Bohnen. Jahrgang 1902. Die Variation innerhalb der reinen Linien und im Gesamtmaterial.

Die Zahlen geben die Anzahl der Samen in den betreffenden Gewichtsklassen an. Fetter Druck bezeichnet die Individuen, welche am nächsten dem Durchschnittsgewichte der betreffenden Linie stehen.

Klass.-Eint.[1]):	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85	90 cg.	Sa.
Linie A . .	—	—	—				2	5	9	14	21	**22**	24	23	17	6	2	145
— B . .	—	—	—	1	6	19	32	66	88	**100**	90	50	19	1	3	—		475
— C . .	—	—	—	—	—	5	14	50	76	**58**	44	29	5	1	—			282
— D . .		—	—	5	2	9	21	38	**68**	77	62	22	3	—	—	—		307
— E . .			—	4	1	12	29	62	**65**	57	19	6	—	—	—	—		255
— F . .	—			2	8	21	46	**74**	46	28	14	1	1	—		—		241
— G . .	—	—	3	9	28	51	111	**174**	101	44	6		1	5	—			533
— H . .	—	—	1	6	20	60	106	**114**	75	33	3	—	—	—				418
— J . .	—	1	2	14	38	104	172	**179**	140	53	9	—	—			—		712
— K . .		—	1	2	6	31	**55**	55	28	6	4		—	—				188
— L . .	—	—	1	5	15	37	**88**	76	33	13	4	1	—					273
— M . .			4	9	26	56	**82**	76	32	9	1	—	—			—		295
— N . .	1	3	11	22	29	72	**120**	69	23	5	2	—		—				357
— O . .	4	4	5	19	69	**69**	44	5		—		—					-	219
— P . .		—	—	3	1	18	35	**27**	13	3	4	2						106
— Q . .	—	—	1	2	7	16	44	**93**	80	52	10	—	—	—	—	—		305
— R . .	—	—	—	2	3	12	17	**27**	19	3	—		—	—	—	—		83
— S . .	—	—	1	2	3	8	27	**47**	37	30	4		—	—		—		159
— T . .					1	6	20	37	**39**	30	8			—	—			141
Das ganze Material	5	8	30	107	263	608	1068	1278	977	622	306	135	52	24	9	2		5494
Theoret. Zahl.	2	8	36	121	318	636	973	1136	1014	691	362	144	43	10	2	0		

Die Durchschnittsgewichte und Standardabweichungen der einzelnen Linien sind in den Einzeltabellen p. 21—24 angegeben. Das Durchschnittsgewicht des Gesamtmaterials ist 478,9 mg; die Standardabweichung $\sigma = \pm 95{,}3$ mg. Hiernach sind die theoretischen (Fehlergesetz-)Zahlen berechnet, welche unten in Tabelle 1 angeführt sind. Die Uebereinstimmung

1) Aus Platzmangel hier 10, 15, 20 Centigramm statt 100, 150, 200 Milligramm gesetzt.

mit den gefundenen Zahlen ist einigermaßen gut und ist durchaus nicht geringer als die zwischen Berechnung und Beobachtung gefundene Uebereinstimmung bei der Mehrzahl der reinen Linien, für sich betrachtet. Fig. 2 illustriert die Variation im Gesamtmaterial; die Figur ist nach denselben Prinzipien konstruiert wie Fig. 1.

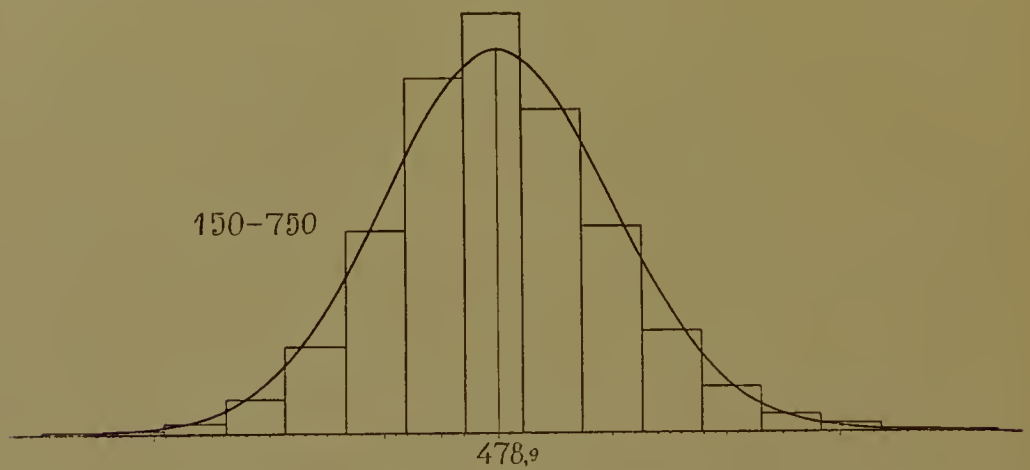

Fig. 2. Die Variation des Gewichts 5494 Bohnen aus der 1902er Ernte, Nachkommen aller Gewichtsklassen in 1901, cfr. die Erklärung zu Fig. 1 und die Darstellung p. 18.

Die hier gefundene Uebereinstimmung mit dem Fehlergesetze resp. dessen Kurve ist, näher betrachtet, ganz bedeutungslos. Wo sich ein einziger Typus findet, um welchen sich die Varianten symmetrisch gruppieren, wird man selbstverständlich bei den hier gegebenen Voraussetzungen eine normale Kurve („GALTON-Kurve") bekommen. Aber das Vorhandensein einer solchen Kurve beweist gar nichts über die Angehörigkeit der Individuen zu nur einem einzigen oder zu mehreren Typen. Das letztere ist hier der Fall. Die Kurve Fig. 2 — und etwas Aehnliches gilt, wie schon gesagt, von Fig. 1 — ist gar nicht eine einheitliche Variationskurve. Sie drückt die Gesamtheit aller Variationen der verschiedenen mehr oder weniger regelmäßig variierenden Linien aus.

Und innerhalb jeder Linie findet sich wieder eine doppelte Variation: die einzelnen Geschwisterreihen (die

Samen je eines Samenträgers) können mehr oder weniger vom Liniendurchschnitt abweichen, und innerhalb jeder Geschwisterreihe ist die Variation öfters stark ausgeprägt.

PEARSON[1]) unterscheidet zwischen der Variabilität der Rasse und des Individuums. Innerhalb der Rasse variieren die verschiedenen Pflanzen („racial" variability) und bei einer und derselben Pflanze variieren wieder die verschiedenen homologen Organe in Bezug auf irgend einen Charakter, so sind Früchte, Blätter u. s. w. nicht gleich bei einer gegebenen Pflanze („individual" variability[2]). Möchte man die Variabilität der Samen eines einzelnen Samenträgers als Beispiel der PEARSONschen „individualen" Variabilität betrachten — was wohl kaum recht zulässig ist, da nur die Samenschale zur Mutterpflanze gehört — dann würde man in unserem vorliegenden Falle „lineal" zwischen „racial" und „individual" einschieben können; und es ist leicht einzusehen, daß man die ganze Serie von Variationen innerhalb der Art so gruppieren könnte: „speciale", „raciale", „lineale", „fraternale" und „individuale" (partielle DE VRIES) Variabilität, mit im ganzen etwas abnehmender Variationsweite.

Aber dabei verlieren selbstverständlich die Kurven, welche die höheren Kategorien dieser Variationsreihen ausdrücken, fast alle Bedeutung als Ausdruck wirklich typischer Verhältnisse; derartige Kurven werden alsdann kaum mehr als Ausdruck für — Zufälligkeiten. Fig. 2 ist ein gutes Beispiel dafür; es ist die Summe der „zufällig" gewählten Linien, in welcher die Individuen der Geschwisterreihen sich nach den Gesetzen der großen Zahlen gruppieren; oft, wie hier, symmetrisch, häufig aber in in schiefer Verteilung. Und dies gibt dann überhaupt keinen sicheren Anhalt in Bezug auf der Frage nach dem Typus (im Sinne der Erb-

1) Grammar of Science, p. 381; cfr. p. 385. Fig. 36.

2) DE VRIES' Mutationstheorie, Bd. I, p. 100 nennt dieses „partielle" Variabilität (sc. die Variabilität der Teile des Individuums).

lichkeit) des einzelnen Individuums. Es wird wohl ab und zu mit Variationskurven etwas Spielerei oder statistischer Sport getrieben, etwa wie es mitunter von Histologen mit Schnittserien und Färbungsmethoden, und von früheren Agrikulturchemikern mit Aschenanalysen geübt worden ist. Innerhalb der reinen Linien haben die Variationskurven[1]) jedoch einen ganz anderen Wert als bei größeren Populationen. Ich gebe deshalb hier einige Kurven, welche das Verhalten verschiedener Linien illustrieren.

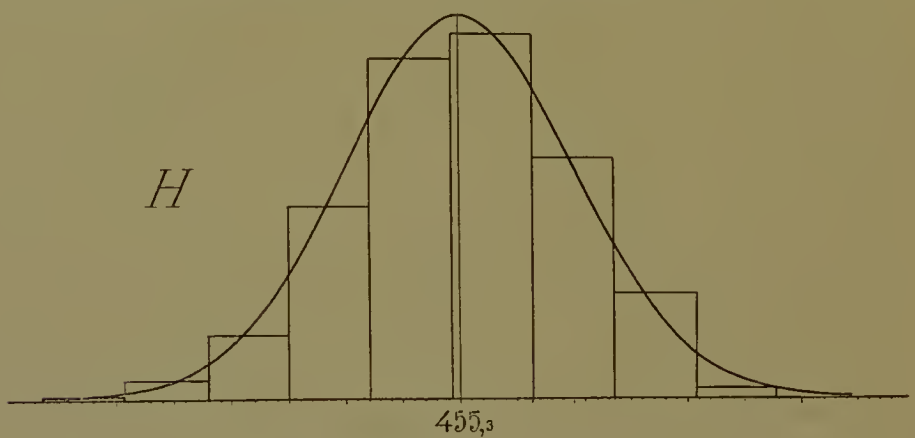

Fig. 3. Die Variation des Samengewichts bei Linie *H* (418 Samen).

Bei einigen Linien, z. B. *B*, *H*, *J*, *K*, *M*, *Q* ist die Variation recht gut mit der idealen Kurve übereinstimmend, was durch die Figuren 3 und 4 illustriert wird.

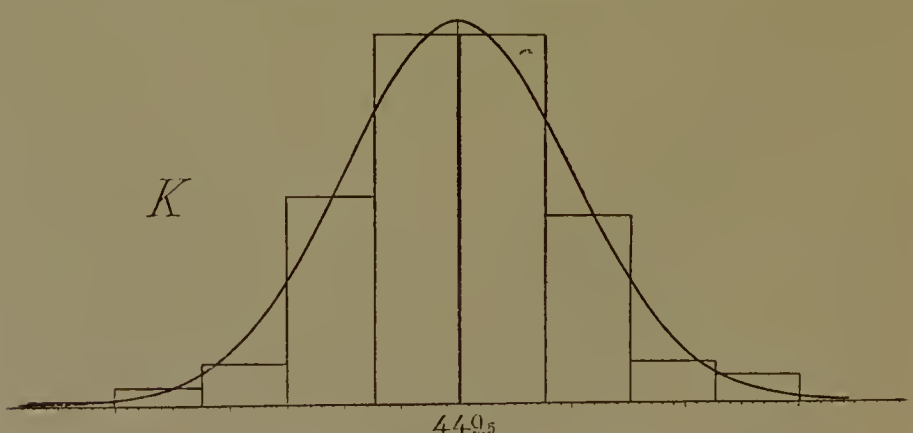

Fig. 4. Die Variation des Samengewichts bei der Linie *K* (188 Samen).

1) Besonders sind hier die polymodalen (mehrgipfligen) Kurven wichtig, wie es in einer späteren Arbeit dargestellt werden soll.

In anderen Fällen, z. B. bei den Linien *A*, *F*, *G* und *N*, ist die Abweichung von der Idealkurve größer, was Fig. 5 illustriert. Die betreffende Samenanzahl der Linie ist hier nicht maßgebend, was durch Vergleich der Angaben bei Fig. 4 und 5 zu sehen ist.

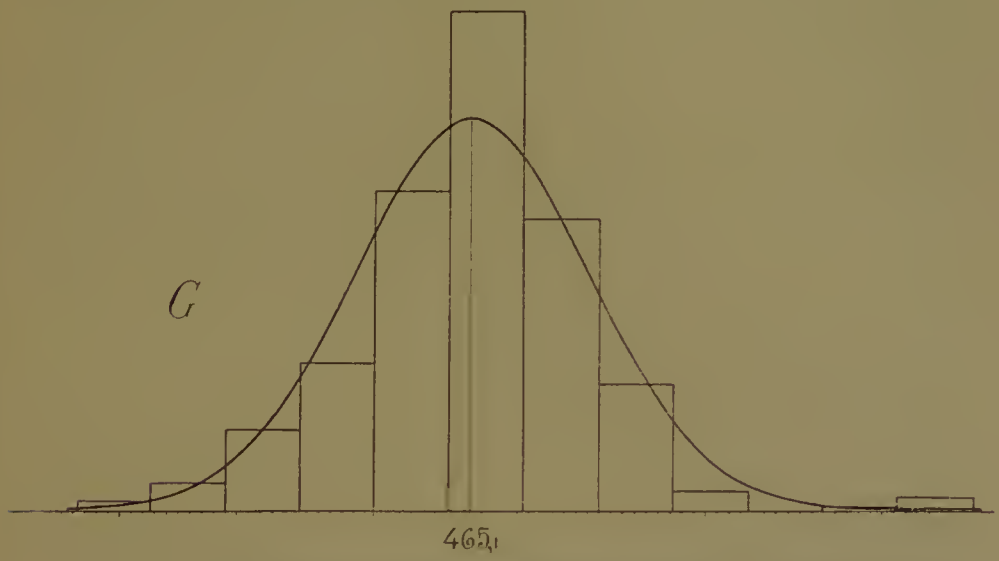

Fig. 5. Die Variation des Samengewichts bei der Linie *G* (533 Samen). Die „Hauptklasse" scheint zu zahlreich repräsentiert zu sein.

An diesen Beispielen sieht man, daß sich recht häufig zu viele Individuen in derjenigen Klasse (der „Hauptklasse") befinden, in welcher der Durchschnittswert der Linie liegt (Fig. 5). Ludwig[1]) hat, soweit ich sehen kann, ähnliche Kurven gehabt, wenn er von „hyperbinomialen" Kurven spricht und diese Kurven sogar zu erklären sucht durch die Annahme von „Invarianten", deren größere oder kleinere Anzahl das Variationspolygon mehr oder weniger stark in der Mitte heben soll. Die Variation sollte dadurch dichter, die Kurve „besser" als die Normalkurve sein.

Es scheint mir, daß diese Auffassung sehr gesucht ist. In meinem Material ist der übergroße Gipfel dadurch bedingt, daß verhältnismäßig viele Individuen zu einer oder zu beiden Seiten vom Durchschnitt recht stark abweichen

1) Ludwig, Die pflanzlichen Variationskurven u. s. w. (Botanisches Centralblatt, Bd. LXXIII, 1898, p. 241 ff. Siehe besonders S. 294.)

(vergl. Linie *G* und Fig. 5). Selbstverständlich wird die verhältnismäßig große Quadratsumme dieser Abweichungen eine Vergrößerung der Standardabweichung bewirken, wodurch die Individuenanzahl der Hauptklasse notwendigerweise zu groß gefunden wird. Die erwähnten abweichenden Individuen wirken, wenn man es so ausdrücken will, wie „grobe Fehler" in einer Beobachtungsreihe — und nicht Invarianten, sondern gerade relativ starke Abweichungen bedingen die „Hyperbinomialität". Besonders wo von Quantitäten die Rede ist (Gewicht, Länge, Breite; bei LUDWIG die absolute Anzahl verschiedener Organe), welche ja meist direkt von rein lokalen Verhältnissen beeinflußt werden, hat man hyperbinomiale Kurven, und demgemäß auch viel häufiger bei Pflanzen als bei Tieren, ohne daß dadurch ein prinzipieller Unterschied der beiden Reiche gefunden sein sollte — ich erinnere mich, irgendwo etwas darüber gelesen zu haben; die betreffende Schrift ist mir aber verschollen. Ich glaube, daß LUDWIGS Erklärungen jedenfalls einer näheren Prüfung bedürfen; der hervorragende Phytoarithmetiker wird vielleicht selbst diese Arbeit am besten ausführen können, allerdings gehört auch dazu mit reinen Linien zu operieren.

Nach diesen Betrachtungen der Variabilität muß die Hauptfrage, die Wirkung der Selektion, beleuchtet werden. Wenn man, wie dieses ja meistens bei biologisch-statistischen Untersuchungen geschieht, keine Rücksicht auf reine Linien nimmt, sondern das Material als Ganzes betrachtet, wird man auch hier GALTONS Regressionsgesetz ganz unzweifelhaft bestätigt finden. Die Uebersichtstabelle 2, p. 32 u. 33, illustriert dieses.

Ich finde keine Veranlassung näher zu bestimmen, nach welchen Zahlenverhältnissen der hier konstatierte Rückschlag geschieht. Nur möchte ich bemerken, daß meine Zahlen, unmittelbar gesehen, ebener sind, als die von GALTON für *Lathyrus odoratus* gefundenen. Diese Zahlen[1]) geben

1) Natural Inheritance, p. 226, Tab. 2, vorletzte Kolumne.

nämlich, wenn der mittlere Wert — weil ich den Durchschnitt nicht kenne — gleich 100 gesetzt wird, die Reihe: 94, 98, 96, 100, 98, 106, 107. Die von GALTON ausgeglichenen Zahlen geben die Reihe 94, 96, 98, 100, 102, 104, 106 — eine derartige Abrundung meiner Zahlen möchte ich jedoch nicht vornehmen, weil ich sie hier als überflüssig ansehe.

Sollte der Rückschlag in meinem Material näher beleuchtet werden, so müßte zuerst als Ausgangspunkt die durchschnittliche Größe der Muttersamen jeder Klasse berechnet werden. Ich sehe auch keinen Grund, das Material derart zu gruppieren, daß die Klassen der Nachkommen als Ausgangspunkt für die Gruppierung der Muttersamen dienen, wie es GALTON in interessanter Weise mit seinem Menschenmaterial für die Körpergröße gemacht hat [1]). Für mich genügt es zu präzisieren, daß ein durchschnittlicher fraktioneller Rückschlag in meinem Material unzweideutig zu sehen ist, welcher insofern mit GALTONS Angaben gut übereinstimmt.

Die Uebersichtstabelle zeigt aber auch, wie dieses Resultat hervorgeht: In den niederen Gewichtsklassen der Muttersamen waren vorzugsweise, aber bei weitem nicht ausschließlich, Linien repräsentiert, welche sich durch niedriges Samengewicht auszeichnen; in den höheren Gewichtsklassen der Muttersamen war das Gegenteil der Fall und in den mittleren Klassen traf sich die Mehrzahl aller Linien. Es wurde also bei der Selektion der Muttersamen eine nur unvollkommene Isolierung kleinsamiger, mittelgroßer und großsamiger Linien erreicht; jede Selektionsklasse repräsentiert eine mehr oder weniger bunte Vermengung der Individuen verschiedener Linien. Es ist aber sehr interessant zu sehen, wie sich die Variationsverhältnisse bei den Nachkommen dieser unreinen Selektionsklassen stellen.

1) Daselbst p. 208.

Uebersichts-

Samengewicht brauner

Die Angaben sind in Milligramm. Die Zahlen nach + geben den wahrschein-
Die kleinen Zahlen geben die Anzahl der Samenindividuen an, welche für jede
entspricht den Gewichtsklassen der

Klassifizierung d. Muttersamen	150	200	250	300	350	400	450
Anzahl der ausgesäten Samen	6	14	32	55	150	78	
Linie A . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	
— B . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	572 ± 6 86	. . . .	
— C . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	
— D . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	
— E . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	528 ± 6 107	
— F . .	. . . .	. . . .	. . . .	485 ± 5 117	. . . .	. . . .	
— G . .	. . . .	. . . .	421 ± 14 28	. . . .	490 ± 6 105	459 ± 2 307	
— H . .	. . . .	. . . .	. . . .	452 ± 5 114	469 ± 4 81	445 ± 4 136	
— J . .	. . . .	. . . .	445 ± 9 40	498 ± 6 53	453 ± 4 164	447 ± 4 155	
— K . .	. . . .	469 ± 9 18	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	
— L . .	. . . .	. . . .	. . . .	459 ± 4 147	441 ± 4 90	. . . .	
— M . .	. . . .	440 ± 6 78	. . . .	. . . .	424 ± 3 217	. . . .	
— N . .	410 ± 5 54	. . . .	422 ± 4 111	389 ± 6 92	408 ± 5 100	. . . .	
— O . .	. . . .	. . . .	358 ± 4 72	. . . .	348 ± 4 147	. . . .	
— P . .	. . . .	. . . .	454 ± 10 21	. . . .	. . . .	469 ± 6 51	
— Q . .	. . . .	459 ± 14 16	. . . .	. . . .	495 ± 3 262	. . . .	
— R . .	. . . .	496 ± 8 14	. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	
— S . .	. . . .	. . . .	. . . .	490 ± 8 20	491 ± 4 119	. . . .	
— T . .	. . . .	. . . .	535 ± 7 20	. . . .	508 ± 4 111	. . . .	
Zusammenstellung aller Nachkommen ohn. Rücksicht auf d. rein. Lin.	410 54	453 126	419 292	456 543	460 1482	465 756	
	440		443		461		
D. Durchschn. aller Gewichte gleich 100 ges.	92		93		96		

Die folgende Uebersichtstabelle 3 gibt darüber Aufklärung. Eine Variationskurve für das Gesamtmaterial wurde schon in Fig. 2 gegeben (vergl. auch die Uebersichtstabelle 1, ganz unten, p. 16). Die umstehenden Fig. 6—7 illustrieren die beiden Fälle, wo die Variation in den Klassen am besten mit dem Fehlergesetz stimmt, Fig. 8 dagegen ist der Fall, wo die Uebereinstimmung am geringsten ist.

tabelle 2.

Bohnen 1902.

lichen Fehler (probable error of the mean) der betreffenden Bestimmungen. Bestimmung zu Grunde liegen. Die Klasseneinteilung von links nach rechts betreffenden Muttersamen (1901).

450	500	550	600	650	700	750	
70	52		42	31	38	6	Durchschnitt
. . . .	. . . .		605 ± 22 15	642 ± 12 39	635 ± 11 45	661 ± 11 46	642,0 ± 6 115
535 ± 6 118	570 ± 8 77		565 ± 8 72	566 ± 6 48	555 ± 8 74	. . . .	558,2 ± 3 475
. . . .	564 ± 4 144		. . . .	545 ± 7 40	544 ± 5 98	. . . .	554,4 ± 3 282
. . . .	542 ± 7 32		536 ± 5 163	. . . .	566 ± 5 112	. . . .	547,6 ± 3 307
. . . .	492 ± 6 29		. . . .	. . . .	502 ± 4 119	. . . .	511,8 ± 3 255
479 ± 5 124	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	481,9 ± 3 241
469 ± 6 93	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	464,9 ± 2 533
462 ± 4 87	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	455,1 ± 2 418
434 ± 5 103	468 ± 5 102		458 ± 6 95	. . . .	. . . .	. . . .	454,7 ± 2 712
446 ± 4 131	. . . .		. . . .	450 ± 7 39	. . . .	. . . .	449,0 ± 3 188
410 ± 8 36	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	446,6 ± 3 273
. . . .	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	428,2 ± 3 295
. . . .	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	407,8 ± 3 257
. . . .	. . . .		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	351,2 ± 3 219
. . . .	. . . .		428 ± 8 31	. . . .	. . . .	. . . .	452,9 ± 5 106
. . . .	. . . .		. . . .	482 ± 9 27	. . . .	. . . .	492,0 ± 3 305
. . . .	451 ± 6 42		. . . .	440 ± 10 27	. . . .	. . . .	455,0 ± 5 84
. . . .	475 ± 15 20		. . . .	. . . .	. . . .	. . . .	488,9 ± 4 159
. . . .	. . . .		425 ± 10 10	. . . .	. . . .	. . . .	505,9 ± 4 111
469	692 522	146	513	388 529	220 549	448 661	46 478,9 5494
	490			519		560	
	102			108		117	100

Durchgehends ist die Uebereinstimmung mit der Idealkurve völlig so gut, wie es bei den reinen Linien der Fall war. Die größere Individuenanzahl in den hier betrachteten Nachkommenreihen gleicht die Unregelmäßigkeiten aus; es ist nichtsdestoweniger sonderbar, so schöne Galtonkurven wie in Fig. 6 und 7 (S. 35) zu sehen bei einem notorisch sehr heterogenen Material. Kannte man nicht das wahre

Uebersichtstabelle 3.

Gewichtsverhältnisse brauner Bohnen. Jahrgang 1902.

Die Variation der Nachkommen verschiedener Gewichtsklassen (Doppelklassen der Muttersamen 1901).

Die Zahlen der Haupttabelle geben die Anzahl der Individuen in den betreffenden Rubriken an.

Muter-samen Doppel-klassen	Die Variation der Nachkommen. Einteilung in Klassen wie Uebersichtstabelle 1.																	Summa	Standard-abweichung
	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85	90		± σ
Milligramm																		Anzahl	in Milligramm
150—250	—	—	—	1	3	12	29	61	38	25	11	—	—	—	—	—	—	180	69,6
250—350	—	—	2	13	37	58	133	189	195	115	71	20	2	—	—	—	—	835	87,0
350—450	—	5	6	11	36	139	278	498	584	372	213	69	20	4	3	—	—	2238	85,1
450—550	—	—	—	4	20	37	101	204	287	234	120	76	34	17	3	1	—	1138	91,8
550—650	—	—	—	1	9	14	51	79	103	127	102	66	34	12	6	5	—	609	102,5
650—750	—	—	—	—	2	3	16	37	71	104	105	75	45	19	12	3	2	494	97,1
Das ganze Material:	—	5	8	30	107	263	608	1068	1278	977	622	306	135	52	24	9	2	5494	95,3

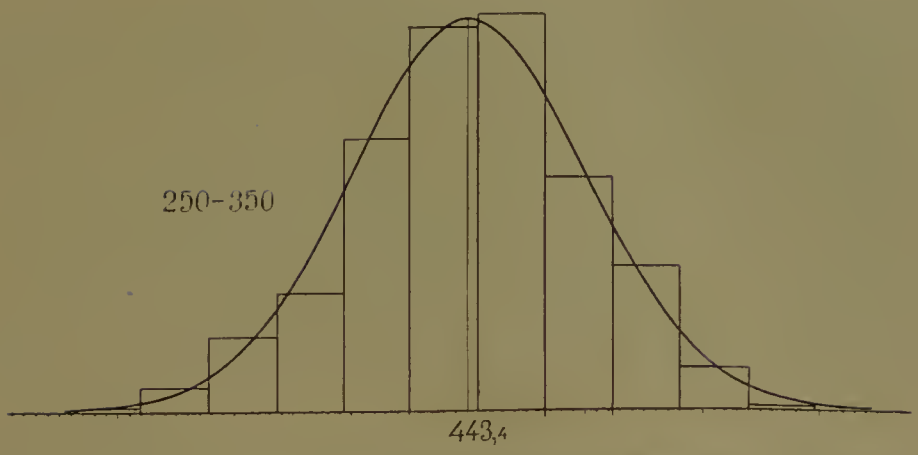

Fig. 6. Die Variation des Samengewichts bei den Nachkommen 1902 nach der Gewichtsklasse 250—350 mg, 1901 (835 Bohnen).

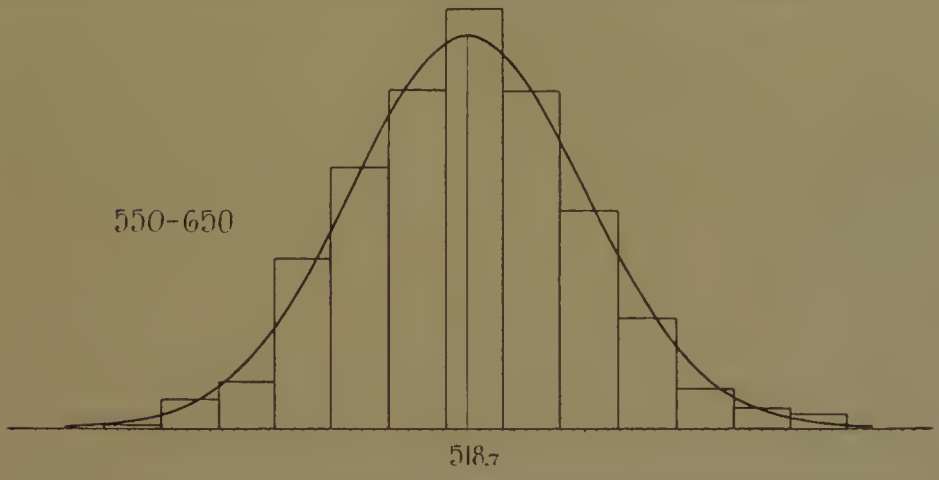

Fig. 7. Die Variation der Nachkommen 1902 nach der Gewichtsklasse 550—650 mg, 1901 (609 Bohnen).

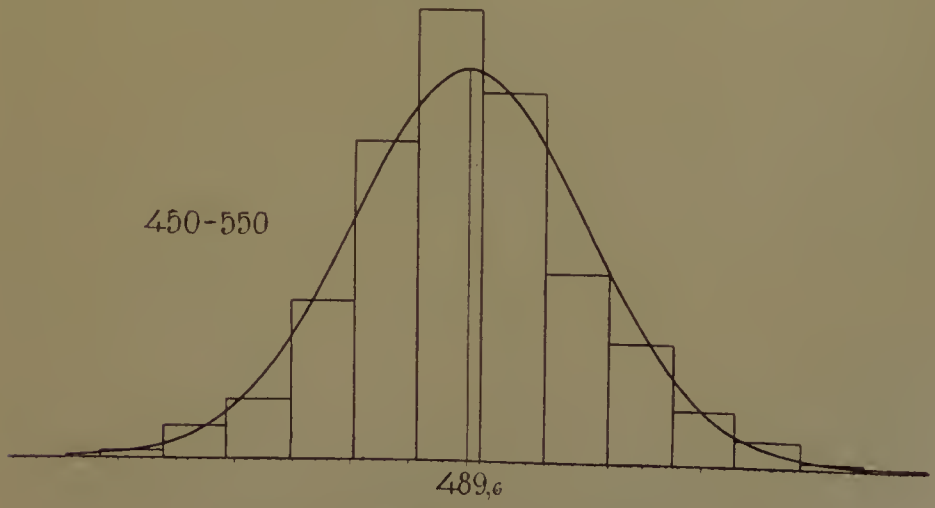

Fig. 8. Die Variation der Nachkommen 1902 nach der Gewichtsklasse 450—550 mg, 1901 (1138 Bohnen).

Verhalten, würde man nur zu leicht diese Kurven als einen schönen Ausdruck einer wahren Typenverschiebung mittelst der Selektion nehmen, wie es z. B. AMMON (l. c.) annimmt, und wie es offenbar die Meinung GALTONS und PEARSONS sein muß, daß die Selektionswirkung allgemein zu verstehen ist. In unserem Beispiele haben wir es aber nur mit höchst unvollkommener Isolierung der Typen der ursprünglichen Population zu tun. Es ist gerade eine solche

Uebersichts-

Samengewicht brauner

Die einzelnen reinen Linien für sich betrachtet. Innerhalb jeder Linie ist das betreffende Anzahl Individuen an. Vgl. übrigens Uebersichts-

Klassifizierung d. Muttersamen	150	200	250	300	350	400	450
Anzahl der ausgesäten Samen	6	14	32	55	150	78	
Linie A . .	—	—	—	—	—	—	
— B . .	—	—	—	—	103 86	—	
— C . .	—	—	—	—	—	—	
— D . .	—	—	—	—	—	—	
— E . .	—	—	—	—	—	103 107	
— F . .	—	—	—	101 117	—	—	
— G . .	—	—	91 28	—	105 105	99 307	
— H . .	—	—	—	99 114	103 81	98 136	
— J . .	—	—	98 40	110 53	100 161	98 135	
— K . .	—	105 18	—	—	—	—	
— L . .	—	—	—	103 147	99 90	—	
— M . .	—	103 78	—	—	99 217	—	
— N . .	101 54	—	103 111	95 92	100 100	—	
— O . .	—	—	102 72	—	99 147	—	
— P . .	—	—	100 21	—	—	104 51	
— Q . .	—	93 16	—	—	101 262	—	
— R . .	—	109 14	—	—	—	—	
— S . .	—	—	—	—	100 119	—	
— T . .	—	—	106 20	—	100 111	—	
Zusammenstellung aller Linien mit Berücksichtig. ihr. Individuenanzahl	99 54	103 126	101 292	101 543	101 1482	99 756	
	101		101		100		

unvollkommene Reinigung, welche es erklärt, daß fortgesetzte Selektion „verbessernd“ wirken muß in der Richtung der Selektion: diese bedingt eine größere und größere Vollkommenheit der Reinheit, eine schärfere und schärfere Isolation gleichbeschaffener Linien. Es wird leicht eingesehen, daß eine gewöhnliche Selektion durch wenige Generationen eine fast (oder wohl auch gelegentlich völlig) durchgeführte Reinigung bewirken kann, und daß dadurch, prak-

tabelle 4.

Bohnen 1902. Relative Zahlen.

durchschnittliche Samengewicht = 100 gesetzt. Die kleinen Zahlen geben die tabelle 2. Ueber die beiden Kolumnen rechts vgl. den Text.

450	500	550	600	650	700	750	Nachkommen der	
70		52	42	31	38	6	Minus-variant.	Plus-variant.
—	—		94 15	100 39	99 45	103 16	97	101
96 118	102 77		101 72	101 48	99 51	—	100	101
—	102 144		—	98 40	98 98	—	101	99
—	99 32		98 163	—	103 112	—	99	102
—	96 29		—	—	98 119	—	101	98
99 124	—		—	—	—	—	101	99
101 93	—		—	—	—	—	98	100
102 87	—		—	—	—	—	101	100
95 103	103 102		101 95	—	—	—	102	100
99 131	—		—	100 89	—	—	103	100
92 36	—		—	—	—	—	101	94
—	—		—	—	—	—	103	99
—	—		—	—	—	—	102	98
—	—		—	—	—	—	102	99
—	—		95 34	—	—	—	101	98
—	—		—	98 27	—	—	96	99
—	99 42		—	97 27	—	—	106	98
—	97 20		—	—	—	—	100	98
—	—		84 10	—	—	—	104	90
99 692	101 446		98 389	99 220	100 448	103 46	100,9	98,5
100			99		100			

tisch gesprochen, ein Abschluß der Verbesserung bezüglich des betreffenden einzelnen Charakters [1]) bedingt wird. Es wird aber dabei gar keine Garantie gegeben für den Ausschluß derjenigen Individuen, welche nur Plus- (resp. Minus-) Varianten anderer Typen sind, als desjenigen, welchen die Selektion zu „machen" (d. h. isolieren) strebt. Darin liegt ein Moment von Bedeutung bei der Beurteilung der oft erwähnten Neigung der Selektionsrassen zu „degenerieren". Diese ganze Sache, welche bei weitem nicht genügend studiert ist, kann ich hier nicht näher erörtern.

Wir meinen also, in völliger Uebereinstimmung mit aller früherer Erfahrung, daß Selektion notwendigerweise in Populationen wirken muß — wenn nämlich die Population verschiedene Typen enthält, und wo ist dies nicht der Fall in der Natur?

Wie geht es aber mit der Selektion innerhalb der einzelnen reinen Linien? Läßt sich der Typus hier verschieben? Die besonderen Linientabellen S. 21—24 gaben die Auskunft, daß die Selektion keinen sicher nachweisbaren Einfluß auf die Typen der reinen Linien gehabt hat. Am leichtesten und klarsten wird diese Sache zur Anschauung gebracht durch die umstehende Uebersichtstabelle 4 (S. 36—37), welche ganz der Uebersichtstabelle 2 entspricht. Nur sind in der Tabelle 4 alle Gewichtsangaben nicht in absoluten Zahlen ausgedrückt, sondern in Prozenten des Durchschnittsgewichts der betreffenden reinen Linie. Die Zahlen können übrigens für sich selbst reden.

Rechts in der Tabelle 4 finden sich zwei Kolumnen, in welchen für jede Linie die Beschaffenheit der Nachkommen (1902) der Plus- und der Minusvarianten (1901) zusammengestellt sind. In der Haupttabelle hat jedes Samenindividuum gleich großen Einfluß bei der Berechnung gehabt; in der hier erwähnten Zusammenstellung galt jede

1) Vgl. hierüber DE VRIES, „Mutationstheorie", Bd. I, p. 62.

Nachkommenreihe (einer Mutterklasse) als gleichwertig bei der Berechnung. Wie man sieht, übt diese Art der Berechnung keinen wesentlichen Einfluß auf das Resultat aus.

In einigen Linien scheint die Selektion gewirkt zu haben, in anderen ist das Resultat ganz entgegensetzt ausgefallen — im großen und ganzen ist durch Selektion innerhalb der reinen Linien gar nichts erreicht worden. Bei einer anderen Bohnenvarietät (einer schwarzen belgischen Kruppbohne) habe ich ganz entsprechende Resultate erhalten; das Material war aber nicht groß und sollte nur als Kontrolle dienen, weshalb eine nähere Betrachtung der betreffenden Zahlen hier überflüssig ist.

Wie zeigt sich also das Galtonsche Regressionsgesetz innerhalb der reinen Linien? Die Antwort wird klar und deutlich diese: Der Rückschlag ist vollkommen, ganz bis zum Typus der Linie. Die persönliche Beschaffenheit der Mutterbohne hat keinen Einfluß, die der Großmutter u. s. w. auch nicht; aber der Typus der Linie bestimmt den durchschnittlichen Charakter der Nachkommen — selbstverständlich in Zusammenwirkung mit der ganzen Lebenslage im betreffenden Jahre.

Zweite Untersuchungsreihe.

Die relative Breite der Bohnen.

Der Ausgangspunkt der Untersuchung war dieselbe Partie brauner Bohnen aus dem Jahre 1900, welche schon p. 15 genannt wurde. Samen, welche beschädigt, mißgegebildet oder sehr stumpf waren, wurden exkludiert. Von den normalen Samen wurden bei 12 000 Stück die Länge und die Breite mittelst eines speziellen Apparates gemessen. Dieser Apparat besteht aus zwei sehr schweren 60 cm langen Messinglinealen, welche in dem einen Ende fest verbunden sind und in dem anderen Ende voneinander ausgesperrt sind mittelst eines 3 cm langen Schlußstückes, welches auch fixiert ist. Die Lineale divergieren demnach 3:60, also 0,5 mm pro jeden laufenden Centimeter. Indem die Lineale nun mit eingesetzten Strichen im gegenseitigen Abstande von 0,5 cm versehen sind, können die Bohnen leicht mit einem Spielraume von 0,25 mm gemessen werden, indem sie so weit gegen den Schneidepunkt der Lineale geführt werden, als es ohne jeden Zwang möglich ist. Selbstverständlich sind die Marken mit Zahlen versehen. Das Prinzip dieser Messungsart ist bekanntlich ein sehr altes; durch spezielle Untersuchung habe ich Sicherheit bekommen, daß mein Apparat gut ausgeführt ist[1]).

Das Resultat aller dieser Messungen, welche mit großer Sorgfalt von Herrn cand. hort. H. Stenbœk unter meiner Leitung und Kontrolle ausgeführt wurden, soll hier nicht

1) Der Apparat wird von der Firma Levring & Larsen, Kopenhagen, verfertigt.

näher erwähnt werden; in einer besonderen Arbeit wird diese Sache behandelt werden zur Beleuchtung der korrelativen Variabilität. An dieser Stelle muß ich — mit Verweisung auf die spätere Arbeit — mich begnügen, die Verhältnisse zu schildern, welche die Erblichkeit der relativen Breite in der vorliegenden Population und deren reinen Linien betreffen.

Die relative Breite, d. h. die Breite in Promille der Länge ausgedrückt, nimmt etwas ab, wenn die absolute Länge zunimmt. Und dieses geschieht in wesentlich gleicher Weise, ob man die Population oder die reinen Linien für sich betrachtet. Deshalb muß man bei den Vergleichungen, welche hier anzustellen sind, eine Korrektion einführen je nach der gefundenen absoluten Länge. In ähnlicher Weise und mit gleicher Berechtigung, wie GALTON die Höhe der Frauen durch Multiplikation mit einer aus dem Material selbst abgeleiteten Zahl in Männerhöhe umrechnet, müssen die relativen Breiten der kurzen resp. der langen Bohnen mittelst Subtraktion resp. Addition gewisser Größen korrigiert werden, um miteinander verglichen werden zu können. Ohne die Zahlenreihen, aus welchen die betreffenden Korrektionsberechnungen ermittelt worden sind, vorzulegen, kann die Korrektion und ihre Berechtigung nicht genau präzisiert resp. motiviert werden.

Die vorliegende Abhandlung würde zu stark anwachsen, sollte dieses hier geschehen, und indem die ganze Sache doch später behandelt werden muß, nehme ich nicht Anstand, hier eine Darstellung zu geben, deren Charakter gewissermaßen mehr provisorisch ist als es zulässig wäre, falls diese Untersuchungsreihe allein stände. Aber die Resultate stimmen ganz mit meinen anderen Erfahrungen überein.

Ich operiere hier also mit korrigierten Werten der relativen Breite. Die Korrektion wurde im Prinzip folgendermaßen ausgeführt: Innerhalb der Ernte jeden Jahres ist die durchschnittliche (resp. mittlere) Samenlänge als Aus-

gangspunkt genommen; die relative Breite der Bohnen dieser Länge wird nicht korrigiert; je mehr aber eine gegebene Bohne in positivem oder negativem Sinne von der gewählten Normallänge abweicht, desto mehr wird addiert resp. subtrahiert, alles nach einer Skala, durch Untersuchung des Materials bestimmt und durch graphische Interpolation geebnet. Für die derart korrigierten relativen Breiten werde ich im folgenden die Bezeichnung Quotient benutzen.

Im großen Material des Jahres 1900 war der durchschnittliche Quotient 649. Es wurden 100 Bohnen sehr nahe von dieser Beschaffenheit ausgewählt, welche Bohnen übrigens auch sowohl in absoluter Länge als in absoluter Breite dem Durchschnitte fast gleich waren. Ferner wurden auch die schmalsten Bohnen (Quotient 550–590) sowie die breitesten, nämlich „breite" (Quotient 710—750) und „sehr breite" (Quotient 750—800), zur Aussaat genommen. Die Nachkommen dieser vier Klassen verhalten sich wie die beistehende kleine Tabelle zeigt.

Quotienten (vergl. oben) brauner Bohnen 1901.

Nachkommen verschiedener Quotientenklassen 1900.

Klassifizierung der Muttersamen .	550—590	[649]	710—750	750—800
Anzahl ausgesäter Samen	72	100	51	5
Der durchschn. Quotient d. Muttersam.	573	649	733	776
„ „ „ d. Nachkomm.	$622,_6$	$626,_3$	$653,_3$	$679,_8$
Standardabweichung d. Nachkommen	$\pm 27,_8$	$\pm 25,_0$	$\pm 35,_2$	$\pm 38,_4$
Anzahl Samen der Nachkommen .	1676	2778	1489	111

Auch diese Tabelle zeigt eine Rückschlagserscheinung, welche an das GALTONsche Gesetz erinnert. Ganz wie bei dem Versuche mit den Samengewichten im ersten Jahrgang, zeigte eine nähere Prüfung, daß auch hier in jeder Klasse Repräsentanten recht verschiedener Typen zusammengestellt waren. Daß der Quotient der Nachkommen der schmalsten Muttersamen ziemlich hoch ist, beruht darauf, daß nur sehr vereinzelte wirklich schmale „Linien" darunter repräsentiert

waren. Eine Auflösung des Materials in ähnlicher Weise, wie es für die Gewichtsuntersuchungen geschehen ist (p. 18), zeigt nämlich die folgende Verteilung der reinen Linien in der Ernte 1901.

Klasseneinteilung:	550	570	590	610	630	650	670	690	710	Sum.
Anzahl der „Linien" in den Nachkommen: schmaler Samen .	1	1	3	27	12	—	—	—		44
mittelbreit. Samen	—	—	5	49	25	2		—		81
breiter Samen .	—	—	—	8	11	10	4	7		40
sehr breiter Samen	-	—	—	—	1	—	—	3		4
der ganzen Ernte . .	1	1	8	84	49	12	4	10		169

Das ganze Verhalten entspricht genau dem, was wir für das Gewicht fanden. Und genau so stellte sich die Sache im nächsten Jahre, als es probiert wurde, ob Selektion innerhalb der Linien den Typus verschieben konnte. Auch hier war nämlich das Resultat ganz negativ, wie es jetzt näher demonstriert werden soll.

Die allgemeine Methode war dieselbe, welche für die Gewichtsuntersuchung benutzt wurde. Bei jeder hier benutzten Linie (Geschwisterbohnen aus der Ernte 1901) wurden Samenindividuen gewählt, deren Quotienten so weit wie möglich voneinander abwichen[1]). Und die Nachkommen dieser in mehr oder weniger voneinander entfernten Quotientenklassen stehenden Muttersamen wurden sorgfältig für sich gehalten. Jeder Samenträger wurde für sich geerntet, und die Samen nach Messung und Korrektion wieder in Quotientenklassen rubriziert. Es wurde mit im ganzen 12 Linien gearbeitet, mit den Doppelbuchstaben AA bis MM bezeichnet, um nicht mit den bei der Gewichtsuntersuchung benutzten Bezeichnungen verwechselt zu werden. Auch hier würde die

1) Es war untunlich, alle Induviduen zu benutzen, deshalb wurden sehr viele Samen aus Linien mit mittleren Quotienten nicht benutzt. Insofern weicht die Behandlung der Quotientfrage von der Behandlung der Gewichtsfrage ab. Dadurch war aber die Aussicht einer Ausgleichung in der Variation des Gesamtmaterials von vornherein verringert. Ich brauche kaum zu sagen, daß die Arbeitsweise völlig berechtigt ist, es gilt ja hier nur die Selektion innerhalb der Linien zu prüfen.

Wiedergabe aller Details viel zu viel Platz beanspruchen. Entsprechend der Behandlung der Gewichtsbestimmungen wird hier zunächst jede Linie für sich betrachtet. Die Quotienten sind überall in Promille angegeben.

Linie AA. Quotient der Großmutterbohne (1900): ca. 728.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): ca. 692.

Quotientklass. d. Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen (1902)		
	Durchschnittsquotient	Anzahl der Samen	Standardabweichung $\pm \sigma$
600—650	724	9	$23,_8$
650—700	734	29	$26,_1$
die ganze Linie	732	38	$26,_4$

Linie BB. Quotient der Großmutterbohne (1900): 731.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 669.

600—650	723	103	$24,_5$
650—700	721	254	$26,_9$
die ganze Linie	721	357	$26,_1$

Linie CC. Quotient der Großmutterbohne (1900): 728.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 651.

600—650	702	69	$23,_3$
650—700	701	113	$23,_5$
die ganze Linie	702	182	$23,_5$

Linie DD. Quotient der Großmutterbohne (1900): 650.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 625.

550—600	678	43	$24,_7$
650—700	689	33	$20,_2$
die ganze Linie	683	76	$23,_4$

Linie EE. Quotient der Großmutterbohne (1900): 650.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 630.

500—550	682	55	$25,_6$
650—700	674	50	$25,_1$
die ganze Linie	677	105	$25,_9$

Linie FF. Quotient der Großmutterbohne (1900): 577.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 606.

550—600	674	50	$22,_1$
600—650	672	222	$24,_1$
650—700	673	21	$20,_9$
die ganze Linie	672	293	$23,_6$

Linie GG. Quotient der Großmutterbohnen (1900): 569.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 620.

Quotientklass. d. Muttersamen (1901)	Beschaffenheit der Nachkommen (1902)		
	Durchschnittsquotient	Anzahl der Samen	Standardabweichung $\pm \sigma$
550—600	666	76	24,9
650—700	663	91	21,6
die ganze Linie	664	167	23,3

Linie HH. Quotient der Großmutterbohne (1900): 650.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 625.

550—600	660	112	21,0
650—700	665	136	22,4
die ganze Linie	662	248	22,2

Linie JJ. Quotient der Großmutterbohne (1900): 650.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 630.

550—600	656	28	25,7
650—700	660	24	19,4
die ganze Linie	658	52	23,4

Linie KK. Quotient der Großmutterbohne (1900): 558.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 581.

500—550	625	33	15,9
550—600	627	240	22,9
die ganze Linie	627	273	22,2

Linie LL. Quotient der Großmutterbohne (1900): 570.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 606.

550—600	619	27	17,5
600—650	626	160	21,9
die ganze Linie	625	187	21,4

Linie MM. Quotient der Großmutterbohne (1900): 570.
Durchschnittlicher Quotient der Muttersamen (1901): 557.

500—550	593,3	29	21,4
550—600	604,1	433	19,4
die ganze Linie	603,6	462	19,7

Zur Beleuchtung der Variation des Quotienten innerhalb der reinen Linien und im Totalmaterial ist die Uebersichtstabelle 5 (p. 47) gebildet. Hier sind die Quotienten in Klassen mit einem Spielraume von 20 Promille eingeteilt — bei allen Berechnungen der Standardabweichung wurde jedoch die Einteilung in Klassen mit einem Spielraume von nur 10 Promille benutzt. Die betreffende Gruppierung würde aber hier zu viel Platz erfordern. (Vergl. Uebersichtstabelle 5.)

Der Durchschnittsquotient des Gesamtmaterials ist 659,4 mit der Standardabweichung (für das Individuum) von $\pm$ 46,7. Hiernach sind die „theoretischen Zahlen" des Fehlergesetzes in der unteren Reihe der Tabelle 5 berechnet. Im Gegensatz zum Verhalten bei der Variation des Samengewichts der Linien A—T (Tabelle 1, p. 25) ist hier keine gute Uebereinstimmung der theoretischen mit den gefundenen Zahlen. Dieses ist selbstverständlich nicht der Selektion innerhalb der Linien zuzuschreiben, sondern der Selektion von Linien; wie schon gesagt, wurden verhältnismäßig viele schmale und breite Linien und nur wenige mittlerer Quotienten gewählt, und von den letzteren ist die Repräsentation sparsamer als von den ersteren. Vergl. die Anmerkung auf p. 43. Aus diesen Gründen ist hier keine derartige Ausgleichung geschehen, wie in der Tabelle 1, durch Fig. 2 illustriert.

Jeder sieht gleich bei den Zahlen der untersten Reihe der Tabelle 5, daß hier nicht von nur einem Typus die Rede sein kann. Ob man mehr aus der Zahlenreihe bei direkter Inspektion schließen kann, lasse ich dahingestellt sein. Aber in der Wirklichkeit ist es, wenn ich sagen darf, reiner Zufall bei der Ausführung der Arbeit, daß wir hier direkt sehen können, daß mehr als ein Typus vorhanden ist — in der ganz netten Kurve Fig. 2 verstecken sich eben so große Typenunterschiede als hier, wo keine Figur zur Illustration der Heterogenität nötig ist.

Uebersichtstabelle 5.

Die relativen Breiten („Quotienten", vgl. p. 42) brauner Bohnen. Jahrgang 1902.

Zur Beleuchtung der Variation des Quotienten innerhalb der reinen Linien und im Material als Ganzem.

Die Zahlen geben die Anzahl der Samen in den betreffenden Rubriken an; die Quotientenklasseneinteilung hier aus Platzmangel in Prozent angegeben, also z. B. 68 statt 680. Fett gedruckt sind die Zahlen, welche in derjenigen Rubrik stehen, in welcher der Durchschnittswert der betreffenden Linie liegt.

Klasseneinteilung:	50	52	54	56	58	60	62	64	66	68	70	72	74	76	78	80	82	Summa
Linie AA	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6	5	11	11	5	—	—	38
— BB	—	—	—	—	—	1	2	3	19	37	99	**120**	54	20	2	—	—	357
— CC	—	—	—	—	—	—	—	8	24	51	**54**	40	5	—	—	—	—	182
— DD	—	—	—	—	—	—	5	10	14	**30**	15	2	—	—	—	—	—	76
— EE	—	—	—	—	—	3	6	11	**33**	30	18	4	—	—	—	—	—	105
— FF	—	—	1	—	—	5	18	53	**109**	77	27	3	—	—	—	—	—	293
— GG	—	—	—	—	—	5	24	36	**62**	33	6	1	—	—	—	—	—	167
— HH	—	—	—	—	1	8	31	62	**90**	49	7	—	—	—	—	—	—	248
— II	—	—	—	—	—	6	4	14	20	7	1	—	—	—	—	—	—	52
— KK	—	—	—	4	20	85	**93**	56	11	3	1	—	—	—	—	—	—	273
— LL	—	—	—	4	21	48	**69**	38	7	—	—	—	—	—	—	—	—	187
— MM	—	—	4	36	168	**170**	71	8	5	—	—	—	—	—	—	—	—	462
Ganzes Material:	—	—	5	44	210	331	323	299	394	323	233	181	70	25	2	—	—	2440
Theoretische Zahlen:	3	10	28	68	139	238	340	406	403	335	233	134	60	27	9	3		

Innerhalb der reinen Linien ist die Variation der Quotienten selbstverständlich ganz anders regelmäßig; näher darauf einzugehen, scheint mir aber nicht geboten — in einer späteren Arbeit wird diese Frage ja speziell beleuchtet werden.

Wir kommen jetzt zur Hauptfrage: Wie hat die Selektion breiter resp. schmaler Bohnen gewirkt? Wird das Material als ganzes betrachtet, findet man auch hier einen GALTONschen Rückschlag, wie es aus Uebersichtstabelle 6 hervorgeht. Die Zahlen sind nicht schlechter als GALTONS für *Lathyrus*-Gewichte mitgeteilten Werte (vergl. hier p. 31). Auch hier ist kein Grund vorhanden, den Zahlenverhältnissen näher zu treten.

Uebersichtstabelle 6.

Quotienten brauner Bohnen 1902.

Die Zahlen geben die Quotienten in Promille der Längen; die Ordnung übrigens im Prinzipe ganz der Uebersichtstabelle 2 entsprechend.

Klassifizierung der Muttersamen:	500	550	600	650	700	
Anzahl ausgesäter Samen:	10	100	58	71		Durchschnitt
Linie AA	. . . .	. . . .	724±5 9	734±3 29		732 38
— BB	. . . .	. . . .	723±2 103	721±1 254		721 357
— CC	. . . .	. . . .	702±2 69	701±1 113		702 182
— DD	. . . .	678±3 43	. . . .	689±2 33		683 76
— EE	682±2 55	. . . .	. . . .	674±2 50		677 105
— FF	. . . .	674±2 50	672±1 222	673±3 21		672 293
— GG	. . . .	666±2 76	. . . .	663±2 91		664 167
— HH	. . . .	660±1 112	. . . .	665±1 136		662 248
— JJ	. . . .	656±3 28	. . . .	660±3 24		658 52
— KK	625±2 33	627±1 240	. . . .	. . . .		627 273
— LL	. . . .	618±3 27	626±1 150	. . . .		625 187
— MM	595±3 29	604±1 433	—	. . . .		604 462
Zusammenstellung ohne Berücksichtigung der reinen Linien	644 117	629 1009	675 563	693 751		659 2110
Der Durchschnitt aller Bestimmungen gleich 100 gesetzt	98	96	102	105		

In Bezug auf die Variationen bei den Nackkommen der benutzten Selektionsklassen gibt Uebersichtstabelle 7 die nötige Aufklärung. Ebensowenig wie im Material als Ganzem, konnte hier die Variation so regelmäßig scheinen, wie in der entsprechenden Gewichtstabelle (Uebersichtstabelle 3 p. 34).

Uebersichtstabelle 7.

Quotienten brauner Bohnen 1902.

Die Variation der Nachkommen verschiedener Quotientenklassen der Muttersamen.

Die Zahlen geben die Auzahl der Samen in der betreffenden Rubrik an. Die Klassengrenzen sind aus Platzmangel in Prozenten angegeben.

Quotientklassen der Muttersamen	Die Variation der Nachkommen															
	54	56	58	60	62	64	66	68	70	72	74	76	78	80		Sum.:
500—550	—	1	6	13	21	17	13	16	16	11	3	—	—	—	—	117
550—600	—	3	34	179	259	191	132	120	66	24	1	—	—	—	—	1009
600—650	—	1	4	18	39	77	73	114	83	72	56	19	7	—	—	563
650—700	—	—	—	—	12	38	81	144	158	126	121	51	18	2	—	751
Ganzes Material:	—	5	44	210	331	323	299	394	323	233	181	70	25	2	—	2140

Während das Material, als Einheit gesehen, das GALTONsche Durchschnittsgesetz bestätigt, stellt sich die Sache auch hier ganz anders, wenn die reinen Linien für sich berücksichtigt werden. Der Uebersichtstabelle 4 ganz entsprechend, ist hier die Uebersichtstabelle 8 aus dem Material der Tabelle 6 berechnet.

(S. Uebersichtstabelle 8 auf p. 50.)

Ganz wie bei der Tabelle 4, scheint die Selektion in einigen Linien ein wenig gewirkt zu haben, in anderen Linien aber den diametral entgegengesetzten Einfluß gehabt zu haben. Im ganzen ist innerhalb der reinen Linien gar nichts durch Selektion erreicht. Auch

Uebersichtstabelle 8.

Quotienten brauner Bohnen 1902.

Das Verhalten der einzelnen Linie besonders betrachtet. Innerhalb jeder Linie ist deren durchschnittlicher Quotient gleich 100 gesetzt.
Vgl. die Uebersichtstabelle 6.

Klassifizierung der Muttersamen:	500	550	600	650	700	Nachkommen[1]) der
Anzahl ausgesäter Samen	10	100	58	71	Minus-varianten	Plus-varianten
Linie AA	—	—	99 9	100 29	99	100
— BB	—	—	100 103	100 254	100	100
— CC	—	—	100 69	100 113	100	100
— DD	—	99 43	—	101 33	99	101
— EE	101 55	—	—	99 50	101	100
— FF	—	100 50	100 222	100 21	100	100
— GG	—	100 76	—	100 91	100	100
— HH	—	100 112	—	100 136	100	100
— JJ	—	100 28	—	100 24	100	100
— KK	100 33	100 240	—	—	100	100
— LL	—	99 27	100 160	—	99	100
— MM	99 29	100 433	—	—	99	100
Zusammenstellung aller Linien mit Berücksichtigung ihrer Individuenanzahl	100	100	100	100	99,8	100,0

hier stimmen die Resultate der Untersuchungen schwarzer belgischer Bohnen (vergl. p. 39) mit den braunen überein.

Innerhalb der reinen Linien ist also auch hier der durchschnittliche Rückschlag vollkommen, ganz bis zu dem der Linie charakterisierenden Typus im betreffenden Jahre.

1) Ganz wie p. 37 angegeben berechnet.

Dritte Untersuchungsreihe.

Schartigkeit der Gerste.

Als Schartigkeit der Gerste bezeichnet man die Erscheinung, daß bisweilen eine Anzahl der jungen Fruchtknoten sich nicht zu Körnern entwickeln. Die reifen Aehren enthalten dann leere Stellen, sogenannte Sprünge. Diese Sprünge geben den betreffenden Aehren, namentlich kurz vor der Reife, ein eigentümliches abnormes Aussehen.

Die Schartigkeit kann eine ausgeprägt erbliche Eigenschaft sein, die ich als solche seit sieben Jahren studiert habe. Selbstverständlich können auch durch Insekten oder Frost und dergl. Sprünge hervorgerufen werden, welche also nicht immer Ausdruck einer erblichen Eigenschaft sind. Ich habe im Laufe der Jahre schartige Rassen aus allen von mir überhaupt untersuchten Gerstenformen isolieren können; und sowohl in Bezug auf die dabei auftretenden ursächlichen Momente als betreffs der ganzen Art und Weise der Erblichkeitsverhältnisse, haben verschiedene Gerstensorten recht verschiedene Charaktere gezeigt.

Diese ganze Sache, zu deren Beurteilung mein Laboratorium jetzt über ein sehr großes und reichartiges Material verfügt, wird im Laufe der nächsten Jahre hoffentlich ausführlich behandelt werden können; hier wird nur in aller Kürze der einfachste aller Fälle zur Beleuchtung des Regressionsgesetzes mitgeteilt. Dieser Fall wird nur als

Beispiel [1]) hervorgehoben; mein ganzes Gerstenmaterial könnte aber zur Verteidigung meiner Ansichten ins Feld geführt werden.

Unter 1000 Aehren der in Dänemark bekannten zweizeiligen Lerchenborggerste (einer Form von Hord. distich. nutans, Chevaliergerste) der Ernte 1898 wurde teils eine Anzahl fehlerfreier Aehren und teils gerade die schartigsten ausgewählt. Wird die Anzahl der „Sprünge" in Prozent der Kornplätze der betreffenden Aehren angegeben, so haben die fehlerfreien Aehren 0 Proz. Sprünge. Die ausgewählten schartigen Aehren hatten dagegen durchschnittlich etwa 15 Proz. Sprünge, eine einzelne Aehre ca. 30 Proz. Die ganze Serie von Aehren war übrigens so wenig schartig — die Lerchenborggerste ist in dieser Beziehung eine der besten Kulturformen Dänemarks — daß durchschnittlich nur ca. 1 Proz. Sprünge gefunden wurden. Das betreffende Jahr war allerdings für die normale Entwickelung der Gerstenkörner ein überaus günstiges [2]).

Indem die Aufgabe ursprünglich nur die war, zu konstatieren, ob überhaupt auch bei der Lerchenborggerste von erblicher Schartigkeit die Rede sein konnte, wurde aus Zeitökonomie jede Aehre nicht für sich gehalten, sondern alle fehlerfreien Aehren gemischt und ebenso alle schartigen. Die Nachkommen 1899 der ersteren zeigten durchschnittlich 3,5 Proz. Sprünge, die der letzteren 3,2 Proz. — insofern war also kein Unterschied vorhanden. Im Gegensatz zur Behandlung des Aehrenmaterials aus 1898, wurde in der Ernte 1899 jede Pflanze für sich beurteilt, und es zeigte sich jetzt ein Unterschied zwischen den beiden Nachkommen-

---

1) In der „Mutationstheorie" (Bd. II, p. 509) hat HUGO DE VRIES ein ganz anderes Beipiel aus meinen Gerstenkulturen nach meinen brieflichen Mitteilungen publiziert.

2) Der Jahrgang — und die Lokalität — haben großen Einfluß auf die Schartigkeit, in 1899 war die Schartigkeit normaler Rassen in meinen Kulturen relativ groß, in 1902 wieder ziemlich gering.

serien, indem die Nachkommen der schartigen Aehren einige Pflanzen aufwiesen, welche stark schartig waren und sich dabei ganz scharf von der Hauptmasse der übrigen Pflanzen abhoben. Diese ganz abweichenden Pflanzen zeigten eine durchschnittliche Anzahl von 31,2 Proz. Sprünge (wahrscheinlicher Fehler der Bestimmung $\pm$ 0,8), von 27—44 Proz. variierend. Diese Pflanzen wurden gemeinsam als schartige Rasse betrachtet, während fehlerfreie Pflanzen (aus fehlerfreien Mutterpflanzen 1898) als gute normale Rasse aufgehoben wurden.

In 1900 waren die Nachkommen aller schartigen Pflanzen durchschnittlich mit ca. 30 Proz. Sprünge (29,9 $\pm$ 0,4) versehen, während die normale Rasse etwa 5 Proz. aufwiesen. Jede der beiden Rassen zeigte eine regelmäßige Variation; die Pflanzen der schartigen Rasse gruppierten sich um einen hier offenbar ganz typischen Wert von 30 Proz.; die normale Rasse gab, wie hier zu erwarten war, eine einseitige Kurve mit dem Gipfel in der Nähe von 0 Proz.

In 1901 gab die fehlerfreie Rasse ca. 4,5 Proz. Sprünge; die schartige Rasse war teils durch drei reine Linien repräsentiert, deren Mutterpflanzen (1900) 30, 33 und 40 Proz. Sprünge aufwiesen und teils durch ein Gemenge von Pflanzen, deren Mütter weniger als 30 Proz. Sprünge hatten. Es zeigte sich kein Unterschied zwischen diesen vier Reihen, ihre durchschnittliche Schartigkeit lag zwischen 31 und 34 Proz. Das Material war nun aber gewachsen, so daß die Variationsweite auch größer war.

In 1902 wurden ausgesät die Körner einer Serie von Pflanzen je einer der drei genannten schartigen Linien, derart gewählt, daß jede Linie so weit wie möglich durch Mutterpflanzen zwischen 10 und 50 Proz. repräsentiert wurde. Ferner wurden auch die Körner einer normalen (nicht schartigen) Linie zur Aussat benutzt, deren Variation von 0—20 Proz. Sprünge ging. Die am meisten abweichenden Minus-

varianten der schartigen Linien hatten also ein niedrigeres Schartigkeitsprozent als die größten Plusvarianten der nicht schartigen Linie. Es war ganz unmöglich, direkt zu entscheiden, ob eine gegebene Pflanze mit z. B. 15 Proz. der Sprünge zur typisch fehlerfreien oder zu einer der typisch schartigen Linien gehörte. Die Aufgabe war eben die zu prüfen, ob die scharfe Selektion innerhalb der Linien hier Einfluß haben wollte, resp. zu konstatieren, welchen Einfluß der Typus der Linien haben möchte.

Die beistehende Tabelle zeigt das Resultat. Die Einteilung oben — links nach rechts — gibt das Schartigkeitsprozent der Mutterpflanzen (1901) an, während die Nachkommen nach Linien geordnet sind. Die drei ersten Linien (A—C) repräsentieren die schartige Rasse, die vierte (D) die normale fehlerfreie Rasse. Alle Zahlen geben Schartigkeitsprozente an; für die Linien sind die Zahlen also Durchschnittswerte. Es liegt hier kein Grund vor, die Werte der Standardabweichungen oder wahrscheinlichen Fehler anzugeben, dafür sind die Resultate wohl zu handgreiflich.

Klassifizierung der Mutterpflanzen:	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45
Linie A	—	—	—	28,4	29,0	—	29,1	—	28,9	
— B	—	—	27,4	—	—	—	28,0	—	28,5	
— C	—	—	—	26,4	—	—	28,1	—	—	
— D („normal“) . .	3,2	2,9	1,9	3,2	—	—	—	—	—	
Das Material als Gemenge gedacht:		8,9			21,8			28,5		

Es wird bei Betrachtung des Materials, Linie für Linie, deutlich gesehen, daß die Selektion mehr oder weniger stark schartiger Mutterpflanzen gar keinen nachweisbaren Einfluß auf den Charakter der Nachkommen gehabt hat. Wird aber das Material als Einheit betrachtet, als ein Gemenge gleich zahlreicher Repräsentation in allen besetzten Rubriken, und in drei Klassen geteilt — in der Tabelle mit doppelt auf-

gezogenen Vertikalstrichen abgegrenzt — muß man einen mächtigen Einfluß der Selektion finden. Mutterpflanzen mit einem Schartigkeitsprozent von bezw. 0—15, 15—30 und 30—45 hatten nämlich hiernach ein Schartigkeitsprozent von bezw. 9, 22 und 29 — was wohl eine ganz nette Illustration einer Art von GALTONscher Regression genannt werden könnte.

Also auch hier wird eine Betrachtung der Population als Einheit ein ganz anderes Resultat — Wirkung und unvollkommener Rückschlag nach der Selektion — geben, als die Betrachtung der reinen Linien für sich. Wie bei den Bohnen, hat es sich gezeigt, daß ein neuer Typus, hier ein Schartigkeitsprozent von etwa 30, nicht durch Selektion successive gebildet ist, sondern fertig gefunden ist und nur durch Anbau isoliert und vermehrt worden ist. Die große Sparsamkeit, mit welcher dieser Typus hier in der landläufigen Lerchenborggerste auftritt, ist der einfache Grund, daß die Selektion (in der Population) nicht gleich im ersten Jahre ein Resultat gab — etwas ganz Aehnliches galt dem Vorkommen schmaler Bohnen, cfr. hier p. 42. Die allermeisten schartigen Aehren von 1898 waren offenbar Plusvarianten — in Richtung der Schartigkeit — dem fehlerfreien Typus zugehörig; und es ist die wahrscheinlichste, ja wohl höchst wahrscheinliche Annahme, daß die einzige Aehre von 1898 mit ca. 30 Proz. Sprünge der Ausgangspunkt der hier leicht isolierten Rasse gewesen ist, deren Typus recht unverändert von Jahr zu Jahr gestanden hat.

Das große Material, betreffend der Schartigkeit verschiedener anderer Gerstensorten vieler Jahre in reinen Linien kultiviert, welches mir zu Gebote steht, wird völlig mit dem übereinstimmen, was hier mitgeteilt wurde. Wenn ich nicht jetzt das umfassende Beweismaterial vorlege, ist dies nur dadurch bedingt, daß eine besondere Publikation die eigentümlichen Variationsverhältnisse (zwei- und dreigipfelige

Kurven mit Typenabspaltungserscheinungen) darstellen soll, welche sich hier gezeigt haben. Ein näheres Studium dieser Verhältnisse wird am schönsten die Konstanz der Typen trotz aller Selektion zeigen, und ich verhehle nicht, daß dieses Studium — in Kürze nicht zu referieren — meinen Auffassungen eine weitere Begründung gibt, als das hier mitgeteilte Material zu tun imstande ist.

Zusammenfassung und Rückblick.

Alles was hier mitgeteilt wurde, gibt zu gleicher Zeit eine volle Bestätigung und eine gänzliche Auflösung des bekannten Rückschlaggesetzes GALTONS, was das Verhältnis zwischen Eltern und Nachkommen betrifft. Andere Regressionsverhältnisse liegen hier nicht zur Diskussion vor.

Soweit mein Untersuchungsmaterial reicht, stimmt es nämlich sehr wohl überein mit GALTONS Lehre, daß Individuen, vom durchschnittlichen Charakter der Population abweichend, Nachkommen erhalten, welche — durchschnittlich gesehen — in derselben Richtung, jedoch in geringerem Grade abweichen. Eine Selektion in der Population bewirkt also größere oder kleinere Verschiebung — in der Richtung der Selektion — desjenigen durchschnittlichen Charakters um welchen die betreffenden Individuen fluktuierend variieren.

Indem ich aber nicht dabei stehen blieb, die Populationen als Einheiten zu betrachten, sondern mein Material in seinen „reinen Linien" auflösen konnte, hat es sich in allen Fällen gezeigt, daß innerhalb der reinen Linien der Rückschlag sozusagen vollkommen gewesen ist: die Selektion innerhalb der reinen Linien hat keine Typenverschiebung hervorgerufen.

Die Verschiebung des Durchschnittscharakters, welche die Selektion in Populationen bekanntlich meistens bewirken kann, ist demnach dadurch bedingt, daß die gegebenen Populationen — jedenfalls in meinem Material — aus verschiedenen „Linien" bestehen, deren Typen mehr oder weniger verschieden sein können: Bei der gewöhnlichen Selektion in Populationen wird unrein gearbeitet; das Resultat beruht auf unvollständiger Isolation derjenigen Linien, deren Typen in der betreffenden Richtung vom Durchschnittscharakter der Populationen abweichen.

Das gewöhnliche wohlbekannte Selektionsresultat: successiver Fortschritt in der Selektionsrichtung im Laufe einiger Generationen, beruht demnach auf der mit jeder Generation fortschreitenden Reinigung der betreffenden, abweichenden Linien. Und es wird nun leicht verstanden, daß die Wirkung der Selektion nicht über gewisse Grenzen hinaus geführt werden kann — sie muß nämlich aufhören, wenn die Reinigung, die Isolation der betreffenden am stärksten abweichenden Linien, praktisch gesprochen, vollführt ist. In diesem Zusammenhange muß angeführt werden, daß man aus der Uebereinstimmung einer Variationstabelle oder Kurve mit den Zahlenverhältnissen des exponentiellen Fehlergesetzes (resp. der Binomialformel) nie mit Sicherheit auf das Vorhandensein nur eines Typus im Variantenmaterial schließen kann. Die Variationskurve der Individuen einer in gewöhnlicher Bedeutung rassereinen Population dürfte häufig, ja vielleicht in den meisten Fällen, der Ausdruck dafür sein, daß zahlreiche Typen durch die verschiedenen Linien der Population repräsentiert sind. Der Durchschnittswert hat dann durchaus nicht die Bedeutung eines wahren Typus. In diesem ganzen Verhalten zeigt sich der große Mangel einer rein statistischen Methode.

Ich habe deshalb auch überall in dieser Abhandlung danach gestrebt, scharf zwischen dem Begriff Durchschnitt

(durchschnittlichem Charakter, Durchschnittswert u. s. w.) und dem Begriff Typus zu unterscheiden[1]). Die Verwechselung dieser beiden durchaus verschiedenen Begriffe hat nur zu häufig Mißverständnisse und Fehlschlüsse veranlaßt, und dies wohl nicht nur in der Erblichkeitslehre. Es muß aber eingeräumt werden, daß es im einzelnen ohne nähere Analyse öfters recht schwierig sein kann, die scharfe Trennung der beiden Begriffe durchzuführen; und in reinen Linien können sehr häufig die beiden Begriffe denselben Inhalt haben. Der zahlenmäßige Ausdruck eines Typus ist ja sehr häufig, wenn auch bei weitem nicht immer, eine Durchschnittszahl.

Bei morphologischen Charakteren — wenigstens bei ganzen Reihen solcher, deren Wert in systematischer Beziehung wohl gerade deshalb allgemein anerkannt wird — ist der Unterschied zwischen verschiedenen Typen derart, daß das einzelne Individuum, trotz aller Variabilität, meist ohne weiteres als zur einen oder zur anderen der engsten systematischen Gruppen (z. B. den JORDANschen „kleinen Arten") gehörig, anerkannt werden kann.

Die betreffenden morphologischen Typen können meistens wohl kaum zu einer so ebenen Variationsreihe geordnet werden, daß ein Gemenge von Individuen aus verschiedenen Typen verwechselt werden könnte mit einer Reihe Individuen, einem einzigen Typus angehörend. Ein Gemenge von DE VRIES Oenotheraformen oder von RAUNKIAERS Taraxacum-„Geschlechter"[2]) gibt in Bezug auf die wesentlichen morphologischen Charaktere ein anderes Bild als Reinkultur einer einzigen Form.

Bei allerhand Charakteren mehr physiologischer Art — den nichtbotanischen Charakteren Hj. NILSSONS — wie

1) Vgl. die Anmerkung 2 p. 4.

2) C. RAUNKIAER, Kimdannelse uden Befrugtning hos Mælkebotte (Botan. Tidsskrift, Bd. XXV, Kopenhagen 1903, p. 109—139.

z. B. den meisten Größen- und anderen Maßverhältnissen, chemischen Eigenschaften, gewissen Zahlenverhältnissen u. a. m. stellt sich die Sache anders. Hier zeigen die verschiedenen, faktisch existierenden — durch isolierten Anbau leicht nachweisbaren — Typen meist nur quantitative Unterschiede, so daß die Variationskurven verschiedener Typen zusammenfließen können, man hat alsdann die HUGO DE VRIESschen transgressiven Kurven. Ein Gemenge von Individuen, welche in Bezug auf einen dieser Charaktere wohlgetrennten Typen angehören (vergl. kleine und große, resp. schmale und breite Bohnen), kann deshalb auch sehr leicht eine so ebene Variantenreihe bilden, daß Typenunterschiede direkt nicht zu erkennen sind, während der Durchschnittswert irrigerweise als einziger Typus angesehen werden kann. In diesen Fällen wird es unmöglich, am einzelnen Individuum zu entscheiden, welchem Typus es angehört. Die Tabelle No. 3, S. 34 gibt sehr gute Beispiele zur Illustration.

Aus allen diesen, mehr oder weniger klar erkannten oder gefühlten Ursachen, ist eben das Studium der erstgenannten, ich möchte sagen „echten" morphologischen Charaktere, der Schwerpunkt der Systematik gewesen. Erst in neuerer Zeit wurden die mehr physiologischen Charaktere in die Interessensphäre der Systematik einbezogen, bekanntlich besonders bei niederen Formen. In diesen Verhältnissen liegt es wohl auch, daß die Mutationslehre bisher ihre besten Stützen in Erfahrungen, die echten morphologischen Charaktere betreffend, gehabt hat. Andererseits können diese Charaktere, welche ja hauptsächlich den ganzen Habitus der Pflanze bestimmen, nicht oder nur teilweise zahlenmäßig ausgedrückt werden, und es fällt ihre Wertschätzung fast immer außerhalb dem Bereich der exakten Meß- und Berechnungsmethoden.

Die biometrische Forschung, sc. die exakte Erforschung der Variations- und Erblichkeitsgesetze hat sich

deshalb zunächst an die mehr physiologischen Charaktere gehalten oder im ganzen an die von BATESON „meristisch" genannten Charaktere, d. h. solche, welche sich klar in Zahl, Maß oder Gewicht ausdrücken lassen. Und hier, wo Typenverschiedenheit beim Vergleich zwischen Individuum und Individuum meist gar nicht von den Manifestationen der fluktuierenden Variabilität zu unterscheiden sind, hat selbstverständlicherweise die GALTON-PEARSONsche Auffassung ihre festeste Burg: hier mußte man — bei der Nichtberücksichtigung der reinen Linien — notwendigerweise zu dem Resultate kommen, daß eine Selektion abweichender Individuen (Plus- oder Minusvarianten) eine wirkliche Verschiebung des vorliegenden Typus bewirken könnte. Es ist augenscheinlich diese bisher ja ganz berechtigt gewesene Auffassung, welche die Biometriker, durch WELDON und PEARSON repräsentiert, hindern mußten, die Mutationen für etwas anderes und wichtigeres als fluktuierende Variationen zu nehmen. Und mit den bisher vorliegenden statistischen Erfahrungen über Erblichkeit in Populationen war die Annahme von Mutation vielleicht nicht notwendig für die Biologie. Ich sage hier „vielleicht" um gewissermaßen den Biometrikern entgegen zu kommen. Für mich haben die glänzenden Untersuchungen HUGO DE VRIES's längst jeden Zweifel über die Existenz von Mutationen entfernt.

Nach meinen hier vorgelegten Resultaten wird es wohl scheinen, daß die Grundlage der GALTON-PEARSONschen Gesetze, die Relation zwischen Eltern und Nachkommen, eine etwas andere ist, als man bisher geneigt war anzunehmen. Die persönliche Beschaffenheit der Eltern, Großeltern oder irgend eines Ahnen hat — soweit meine Erfahrung reicht — keinen Einfluß auf den durchschnittlichen Charakter der Nachkommen. Es ist aber der Typus der Linie, welche den durchschnitt-

lichen Charakter der Individuen bestimmt, selbstverständlich in inniger Zusammenwirkung mit dem Einfluß der äußeren Lebenslage an dem betreffenden Orte und zur gegebenen Zeit. Die „Linie" ist insofern „völlig konstant und höchst variabel", wie DE VRIES so bezeichnend, nur anscheinend in paradoxer Weise, ein ähnliches Verhalten ausgedrückt hat [1]).

Damit sei aber durchaus nicht gesagt, daß die reinen Linien absolut konstant sein sollen.

Erstens ist es ja eine Möglichkeit, daß eine Selektion fluktuierender Varianten durch sehr viele Generationen schließlich doch den Typus einer Linie verschieben könnte. Nichts Positives spricht dafür — die Angaben der Biometriker gelten, wie öfters gesagt, Populationen, welche nicht in reine Linien zerlegt sind resp. zerlegt werden können. Die Beweislast wird wohl hier demjenigen obliegen, welcher die Wirkung einer derartigen Selektion behaupten will.

Zweitens haben wir an Kreuzungen zu denken — dabei hört aber die Linie auf rein zu sein! Die ganze Bastardfrage liegt hier aber nicht zur Diskussion.

Drittens aber sind die Mutationen da, die Möglichkeit stoßweiser Aenderungen der Typen. Sie zu erklären, wäre im höchsten Grade verfrüht, ihre Existenz muß erst in viel weiterem Umfange konstatiert werden, als es bis jetzt geschehen ist. Daß sie vorkommen, ist mir, wie gesagt, außer Zweifel; ich hoffe in einer späteren Arbeit eigene positive Erfahrungen mitteilen zu können. Nur so viel sei hier gesagt, daß eine Mutation in gegebener Richtung nicht speziell erwartet werden kann bei Nachkommen von Individuen, welche in dieser Richtung fluktuierend abweichen.

An dieser Stelle muß ich auf die heikle Frage hinweisen, was wohl die Angabe DE VRIES's erklären kann, daß

1) Die Mutationstheorie, Bd. I, p. 97.

man öfters zuerst Minusvarianten der neu auftretenden Typen beobachtet — eine Sache, welche nicht ohne Grund die Skepsis der Biometriker erweckt hat. Hoffentlich werden die fortgesetzten Studien Klarheit über diese Sache bringen, welche wohl nur scheinbar die Grenzen zwischen fluktuierender Variabilität und Mutation verwischt.

(Zusatz: Im Schlußheft seiner „Mutationstheorie" — welches erst nach Redaktion dieser Arbeit erschienen ist — hat DE VRIES (l. c. p. 503—504) in genialer Weise motiviert, wie in den meisten Fällen die Mutationen in Bastardform zuerst auftreten. Darin liegt ein äußerst wichtiges Moment zur Erklärung des soeben hier erwähnten Verhältnisses.)

HUGO DE VRIES hat in seiner Mutationstheorie (Bd. I, p. 368 ff.) ein besonderes Kapitel über „Ernährung und Zuchtwahl", in welchem besonders die Nachwirkung der reichlichen oder spärlichen Ernährung einer Mutterpflanze diskutiert wird. Ich bezweifle nicht, daß verschiedene, es seien nun wirkliche oder vermeintliche, Erfahrungen, welche in Bezug auf die Wirkung oder die Nichtwirkung einer Selektion gemacht worden sind, ihre Erklärung finden können mittelst der von DE VRIES hervorgehobenen Momente. Und ganz besonderes Interesse hat die von dem genannten Forscher „sensible Periode" genannte Phase der Ontogenese. In meinem hier vorgelegten Material habe ich jedoch kaum Berührungspunkte mit dem soeben angeführten. Selbstverständlich ist es durchaus nicht meine Meinung, durch das „Prinzip der reinen Linien" ohne weiteres alle Formen der Charakterverschiebung, welche eine Selektion in Verbindung mit extremen oder besonders hergestellten Lebenslagen hervorrufen möchte, erklären zu wollen. In dieser Richtung, welche den Neo-Lamarckismus stark interessiert, ist wohl noch sehr viel zu erforschen — und zwar gerade mit Anwendung wirklich reiner Linien als Ausgangsmaterial.

Meine Aufgabe war hier zunächst nur die GALTONsche Regression zwischen Eltern und Kindern zu beleuchten, und hier meine ich, daß mein Material, welches ja ganz evident eine ähnliche natürliche Beschaffenheit hat, wie GALTONS, seinen Wert hat als Basis einer Analyse des GALTONschen, für Populationen geltenden Gesetzes. Meine Angaben kollidieren an sich weder mit den Angaben GALTONS noch mit den Darstellungen DE VRIES's.

Sind nun meine Untersuchungen richtig, und greift ihre Tragweite über die betreffenden speziellen Fälle hinaus, werden die allgemeinen Resultate dieser Arbeit sich wohl zu einer nicht unwesentlichen Stütze formen für die in der Jetztzeit besonders durch BATESON und DE VRIES repräsentierten Lehre von der großen Bedeutung „diskontinuierlicher" Variationen oder „Mutationen" für die Deszendenzlehre. Denn eine Selektion in Populationen wirkt in meinen Fällen nur, insofern sie Repräsentanten schon existierender Typen auserwählt. Diese Typen werden nicht successive gebildet, etwa durch Schutz derjenigen Individuen, welche in der betreffenden Richtung fluktuierend variieren; sie werden aber gefunden und isoliert.

Beim Studium der Erblichkeit in Populationen, bei denen infolge stetiger notwendiger Fremdbefruchtung oder Kreuzung reine Linien sich überhaupt nicht isolieren lassen, müssen wohl nichtsdestoweniger die Erfahrungen als Grundlage dienen, welche beim Studium der reinen Linien erhalten worden sind — hier aber mit den Erfahrungen aus der Bastardlehre kombiniert. Diese Auffassung steht aber, näher betrachtet. in völliger Uebereinstimmung mit dem Grundgedanken in dem großen, öfters genannten Werke DE VRIES's -- wie man sieht, ist die Auffassung meinerseits durch einen etwas anderen Weg erreicht, als den von DE VRIES befolgten, ferner auch, was das Wichtigste ist, durch etwas andersartige Tatsachen gestützt.

Auch die wichtige Frage über korrelative Variabilität bekommt einen etwas geänderten Charakter, je nachdem man mit reinen Linien oder mit Populationen operiert. Im letzteren Falle wird ein gegebener Korrelationsgrad (PEARSONS „ratio of correlation") nicht notwendigerweise eine wirklich feste Gesetzmäßigkeit repräsentieren, was ich schon früher zu beleuchten versucht habe. Innerhalb der reinen Linien ist nun die Gültigkeit der gefundenen Korrelationsverhältnisse aber um so größer. Die Uebersichtstabelle 6 (p. 48) spricht ja ganz bestimmt für diese Auffassung, indem es gar nicht gelang, durch Selektion innerhalb der reinen Linien die Korrelation zwischen Länge und Breite der Bohnen zu ändern, während es leicht war, verschiedene Typen, z. B. schmale und breite Formen, aus der von Anfang an vorliegenden, ganz homogen scheinenden Population zu isolieren.

Auch hier haben wir aber mit der Möglichkeit von Mutationen zu rechnen; dadurch könnte wohl das festeste Korrelationsverhältnis gebrochen werden. Hier liegt diese Frage aber noch nicht vor; in einer späteren Arbeit hoffe ich sie näher beleuchten zu können und zwar mit dem Prinzip der reinen Linien als Basis der Untersuchung.

Ich würde im höchsten Grade bedauern, falls der Leser den Eindruck bekommen haben sollte, daß der Wert der bedeutenden Arbeiten GALTONS, PEARSONS und der übrigen biometrischen Forscher hier in Zweifel gezogen sei. Die Behandlung, welche namentlich PEARSON der Frage des ancestralen Einflusses innerhalb einer gegebenen Population gegeben hat, erdreiste ich mich nicht zu kritisieren. Ich meine aber, daß das Prinzip der reinen Linien in der Hand eines PEARSONS das biometrische Studium viel weiter führen könnte als sein Studium der Populationen. Selbstverständlich haben die von PEARSON studierten Verhältnisse ihre große wissenschaftliche Bedeutung und sie haben großes praktisches

Interesse zugleich — sie eignen sich aber nicht dazu, volles Licht über die fundamentalen Erblichkeitsgesetze zu werfen.

Und was besonders die Forschungen GALTONS betrifft, so sehe ich nicht anders, als daß die hier mitgeteilten Resultate und Auffassungen in der schönsten Weise den Grundgedanken der GALTONschen schon 1876 ausgeführten „Stirp"-Lehre[1]) stützen. Diese Lehre enthält fast alles, was wirklichen Wert hat in der späteren WEISMANNschen Theorie über die „Kontinuität des Keimplasmas". Daß die WEISMANNschen Spekulationen[2]) die mehr schlicht dargelegten, dafür aber nicht weniger genialen und durchaus originalen Ideen GALTONS überwuchern konnten, beruht wohl zum Teil darauf, daß GALTON selbst in seinen späteren Publikationen die Stirplehre weder bestimmt festgehalten noch der fortschreitenden Forschung angepaßt hat. Die Stirplehre stimmt nun allerdings nicht gut mit dem GALTONschen Regressionsgesetze überein — aber sie könnte wohl kaum besser gestützt oder illustriert werden als durch Resultate, wie die hier mitgeteilten: Ein im Durchschnitt vollständiger Rückschlag zum Typus der Linie scheint mir der schönste Beweis für die Berechtigung der GALTONschen Stirplehre. Allerdings läßt sich die Stirplehre GALTONS nicht unverändert aufrecht erhalten. Während WEISMANN noch in jüngster Zeit[3]) ganz wie GALTON die Organe resp. Zellenbezirke durch „Determinanten" — oder wie man diese theoretische Erblichkeitscorpuscula nennen mag — repräsentiert sein läßt, hat DE VRIES das große Verdienst, die Eigenschaften (Einzeleigenschaften) als Einheiten, durch „Pangene"

1) Mir ist GALTONS Lehre aus seiner Original-Abhandlung in Revue scientifique Tome X, 1876, p. 198 (Theorie de l'hérédité) bekannt.

2) Die Stellung der Biometriker zum „Weismannismus" wird klar präzisiert durch PEARSONS Charakteristik dieser Richtung in „Socialism and natural Selection" (Forthightly Rewiew July 1894. Abgedruckt in PEARSONS Chances of Death, Bd. I, 1897, p. 104.) Ich habe hier jedoch nicht auf diese Frage näher einzugehen.

3) WEISMANN, Vorträge über die Descendenztheorie 1902, p 421.

repräsentiert, aufgestellt zu haben — eine Auffassung, welche schon von 1889[1]) datiert und in der „Mutationstheorie" weiter motiviert wird. Es scheint mir, daß die GALTON-DE VRIESsche Theorie augenblicklich als die einzig brauchbare — und zwar sehr brauchbare — Theorie der Erblichkeit ist.

Sollte es durch die hier vorgelegte Arbeit gelingen, das Prinzip der reinen Linien zur Anerkennung als unumgänglich notwendiges Prinzip bei der wirklich vertieften Forschung auf dem Gebiete der Erblichkeitslehre zu führen, so wäre der Hauptzweck der Publikation erreicht. Spätere Publikationen werden dann das Verhalten der Linien, welche mehrgipfelig (polymodal) variieren, näher beleuchten, während hier nur eingipfelig variierende Linien berücksichtigt wurden[2]) — um zuerst an der Hand der einfachsten Fälle meine Auffassungen darzustellen.

Der Gedankengang, welcher diesen Untersuchungen zu Grunde lag, ist in seiner Einfachheit mit den oft zitierten Worten GOETHES am klarsten ausgedrückt:

„Dich im Unendlichen zu finden
Mußt unterscheiden und dann verbinden."

VILMORIN hat das Unterscheiden betont, GALTON lehrte uns das gesetzmäßige Verbinden; was ich hier versucht habe, ist: die Gesichtspunkte zu kombinieren, für welche die beiden genialen Forscher die Ehre haben.

Am Schlusse dieser Arbeit, welche ich der königlichen dänischen Gesellschaft der Wissenschaften in der Sitzung vom 6. Februar 1903 vorgelegt habe[3]), muß ich meinen treuen

---

1) DE VRIES, Intracelluläre Pangenesis, Jena 1889.

2) DE VRIES hat in der „Mutationstheorie" (Bd. II, p. 509) nach meinen brieflichen Mitteilungen einen speziellen Fall der Erblichkeit in einer reinen „zweigipflichen" Linie mitgeteilt.

3) Die Abhandlung ist in dänischer Sprache in „Oversigt over det k. d. Videnskabernes Selskabs Forhandlinger 1903", Heft 3, publiziert (Juli 1903.)

Mitarbeitern einen warmen Dank bringen, besonders den Herren Dr. phil. KÖLPIN-RAVN, Mag. scient. A. DIDRICHSEN und cand. hort. H. STENBŒK. Und ohne besondere finanzielle Stütze seitens des Carlsbergfonds und der königlich dänischen landwirtschaftlichen Hochschule, wäre es mir unmöglich gewesen, die umfassenden Untersuchungen durchzuführen, deren erstes Resultat hier vorliegt.

WELLCOME LIBRARY INSTITUTE

Buchdruckerei v. Ant. Kämpfe, Jena.